

NORGES HANDELSHØYSKOLE
Bergen, våren 2008

Selvstendig arbeid innen hovedprofilen Finansiell Økonomi
Veileder: Professor Jan Tore Klovland

EMPIRISK VALUTAKURSMODELLERING
- En økonometrisk modell for NOK/EUR-kursen under fleksibel inflasjonsstyring.

Av
Philip M. Scrase

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og er godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Resymé

I denne oppgaven studerer vi hvilke faktorer som rent empirisk har drevet den nominelle kursen på norske kroner mot Euro under perioden med inflasjonsstyring i Norge. Det teoretiske utgangspunktet for modelleringen er at valutakursen er formuespris bestemt av et sett av fundamentalfaktorer. Vi kombinerer denne generelle valutakursteorien med en porteføljetilnærming der vi ser finansielle valutainvesteringer som en alternativkostnad til investeringer i aksjemarkedet og vice versa, noe som åpner for å inkludere faktorer knyttet til aktørenes tilpasninger i de to markedene.

Forord

Min interesse for empirisk valutakursmodellering med utgangspunkt i finansielle størrelser ble vekket gjennom kurs i internasjonal finans ved NHH generelt og kurset ”Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet” spesielt. Valget av tema for masteroppgave er basert på innsikt fra disse kursene.

Jeg vil rette en takk til min veileder Jan Tor Klovland for gode og konstruktive innspill og oppmuntring underveis i arbeidet.

Bergen, 20.06.2008

Philip M. Scrase

Innholdsfortegnelse

1. Empirisk Valutakursmodellering: Bakgrunn og ambisjonsnivå	5
1.1 Notasjon i valutamarkedene.....	7
2. Teoretisk tilnærming: Valutakurs som formuespris	9
2.1 Effekten av ny informasjon	10
2.1.1 Endret oppfatning av hvordan komponentene i fundamentalfaktorene vil utvikle seg over tid	10
2.1.2 Endret oppfatning av hvilke faktorer som er viktige for valutakurser	11
3. Potensielle faktorer bak kursdannelsen	12
3.1 Internasjonale finansmarkeder	15
3.1.1 Aksjemarkedsavkastning	15
3.1.1.1 Valg av mål på aksjemarkedsutvikling	18
3.1.2 Aksjemarkedsvolatilitet	19
3.1.2.1 Kriterier ved valg av mål på aksjemarkedsvolatilitet	20
3.1.2.2 CBOEs volatilitetsindeks – VIX	21
3.1.2.3 Styrker og svakheter ved VIX som risikomål	23
3.1.2.4 Implementering av VIX i en økonometrisk modell – tekniske aspekter	24
3.1.3 Valutamarkedsvolatilitet	25
3.1.3.1 Mål på valutakursvolatilitet	26
3.1.4 Carry trade	28
3.1.4.1 Carry trade og peso-problemet	30
3.1.4.2 Reversering av carry trade	30
3.2 Oljepris	33
3.2.1 Innfasing av petroleumsinntekter – behov for realappresiering	35
3.2.2 Økte offentlige konsummuligheter – behov for høyere realrente	36
3.2.3 Oljeprisens effekt på norske aksjepriser og konjunkturer	37
3.2.4 Hvilke oljepriskanaler er viktigst for modellering av kronekursen?	38
3.3 Likevektsbetingelser: udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet	41
3.3.1 Udekket renteparitet	41
3.3.2 Kjøpekraftsparitet	44
4. Empirisk analyse og økonometriske utfordringer	47
4.1.1 Simultanitetsproblemet	47
4.1.2 Endret pengepolitisk mandat – reversert kausalitet	48
4.1.2.1 Modelleringstekniske implikasjoner	51
4.1.3 Stasjonaritetsproblemer	52
4.2 Empirisk analyse	53
4.2.1 Variablene i modellen	53
4.2.2 ADF-tester for stasjonaritet	54
4.2.3 Kointegrasjon og feiljusteringsmodellering	56
4.2.3.1 Statistiske tester av spesifikasjonen	57
4.2.4 Modellbetraktninger	60
5. Konklusjon	63
6. Litteratur:	64

1. Empirisk Valutakursmodellering: Bakgrunn og ambisjonsnivå

Akademiske undersøkelser viser at det er svært vanskelig å predikere valutakursutvikling med utgangspunkt i teoretisk fundamenterte valutakursmodeller. Meese og Rogoff viste i 1983 at ingen eksisterende strukturelle valutakursmodeller, dvs. modeller med basis i makroøkonomiske størrelser, var i stand til å predikere valutakursutvikling over horisonter fra 1 til 12 måneder systematisk bedre enn en enkel random walk-modell (RW) (Meese & Rogoff, 1983)¹. Faktisk viste de empiriske resultatene at RW jevnt over gav de beste resultatene. RW har som nullhypotese at valutakursen i neste periode vil være lik kursen i inneværende periode, og er i så måte ingen god modell for valutakurser. I en lignende studie foretatt mer enn 20 år senere tok Cheung et al. utgangspunkt i videreutviklinger i modellapparatet gjennom 1990-tallet (Cheung, Chinn & Pascual, 2005). Igjen var resultatene lite flatterende for de strukturelle modellene, da studien bekreftet at Meese & Rogoff-resultatene holder minst like godt i dag.

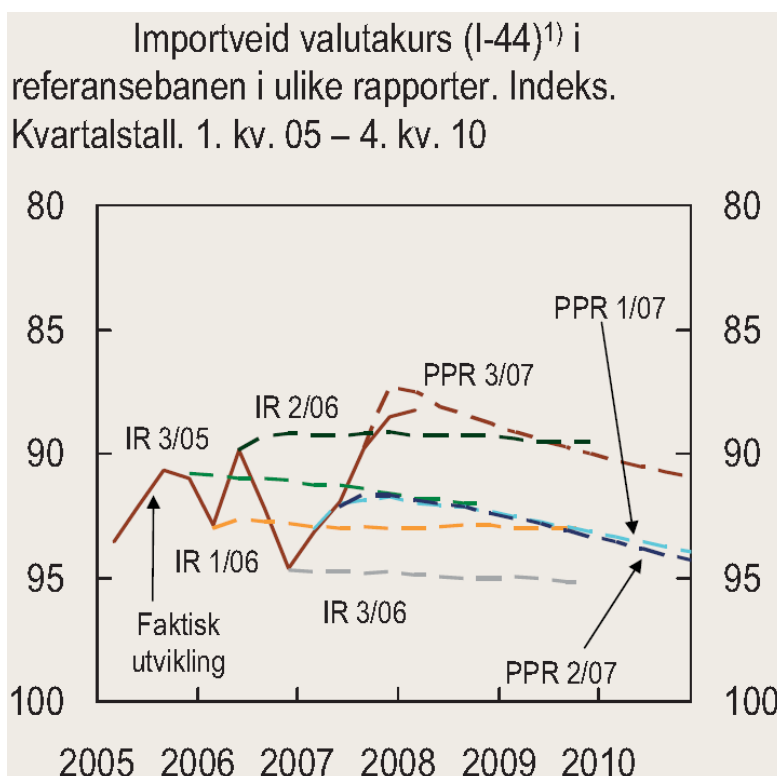
I forhold til prognoseegenskaper stiller disse studiene strukturelle valutakursmodeller i et svært ufordelaktig lys, særlig fordi testene ble gjort på bakgrunn av realiserte verdier av forklaringsvariablene i prediksjonsvinduet (in-sample-prediksjoner). Dette betyr at modellene ikke bare var uegnet til praktiske prediksjonsformål, de var sågar ute av stand til å forklare historisk utvikling – med utgangspunkt i realiserte verdier av forklaringsvariablene – utenfor estimeringsperioden. Det synes altså rent empirisk å være svake sammenhenger mellom makroøkonomiske størrelser og valutakurser, et fenomen Obstfeld og Rogoff (2000) betegner som ”the exchange rate disconnect puzzle”.

I en studie av skandinaviske bankers valutaprognoser viser Landberg og Tellesbø (2005) at Meese & Rogoff-resultatene har klar relevans også i forhold til praktikernes treffsikkerhet. For et bredt utvalg av valutapar og tidshorisonter fra en til tolv måneder gjør RW-hypotesen det bedre enn bankenes prognoser i 65 % av tilfellene. Bankenes prognoser synes altså å være systematisk dårligere enn tilfeldig gjetning (RW).

¹ RW er en stokastisk prosess gitt ved: $s_t = s_{t-1} + \varepsilon_t$, der ε er et stokastisk støyledd med $E_{t-1}[\varepsilon_t] = 0$ for alle t .

Figur 1, som er hentet fra Norges Banks *Pengepolitisk Rapport 1 2008*, viser utviklingen i importveid valutakurs (I-44) fra og med 1. kvartal 2005 til og med 1. kvartal 2008, samt sentralbankens prognoser på kursutvikling på forskjellige tidspunkt. Selv om det er uklart hvilke forutsetninger disse fremskrivningene bygger på, understreker avvikene mellom forventet og faktisk utvikling hvor krevende det er å predikere utviklingen i valutakurser.

Figur 1



Kilde: Norges Bank

Til tross for at empiriske resultater viser at det er betydelige utfordringer knyttet til valutakursmodellering, har Norges Bank og Statistisk Sentralbyrå (SSB) de siste årene utviklet økonometriske modeller som med utgangspunkt i fundamentale faktorer som oljepris og rente- og inflasjonsdifferanser mellom valutaer, har hatt en viss suksess i å forklare kursutviklingen for den norske kronen (NOK) (se Bernhardsen (2008) for en oversikt). Selv om disse modellene gir nokså god innsikt i faktorer som driver kronekursen, utelates variabler – særlig knyttet til finansielle størrelser og markedsaktørenes preferanser og tilpasning – som det på teoretisk grunnlag kan være interessant å teste i en empirisk valutakursmodell.

Målet for denne oppgaven er å utvikle en økonometrisk modell for den nominelle kronekursen mot Euro (EUR) i perioden fra og med januar 1999 til og med våren 2008. Vi tar utgangspunkt i finansiell teori om formuesprising og porteføljeallokering, og forsøker å bygge en modell som kan forklare historisk kronekursutvikling ved hjelp av finansielle størrelser. Modellen er en feiljusteringsmodell (error correction model (ECM)) der avvik fra langsiktige likevektsforhold gradvis korrigeres. Lignende modeller utviklet av Norges Bank og SSB har inkludert ad hoc-elementer, og det er i denne oppgaven et klart mål å bruke vår innsikt i forholdene i valutamarkedet til å kombinere teoretiske og markedstekniske forklaringsfaktorer. Ut over tradisjonelle forklaringsfaktorer ønsker vi blant annet å fange opp elementer av markedsaktørenes atferd i den økonometriske spesifikasjonen gjennom variabler som representerer carry trade, stop-loss-strategier og utnyttelse av volatilitet i markedet.

Det presiseres likevel at målet for oppgaven ikke er å lage en modell som kan predikere fremtidig kursutvikling, og fordi vi ser på en nokså kort periode vil det i praksis neppe være rom for å teste modellens prediksjonsevne out of sample. Selv om empiriske valutakursmodeller typisk har sin styrke i å forklare historisk utvikling, snarere enn i å predikere fremtidige kursbevegelser, har slike modeller klar praktisk relevans også for investeringsformål, fordi en god forståelse av historien er en forutsetning for å lykkes i finansmarkedene. Oppgavens tema er i så måte viktig både i spekulasjons- og risikostyringshenseende idet det belyser den risiko valutakursvolatilitet representerer i en portefølje.

1.1 Notasjon i valutamarkedene

Innledningsvis kan det være nyttig med en avklaring av ulike begreper og notasjoner for valutakurser. Europeisk notasjon innebærer at man uttrykker prisen på utenlandske penger i hjemlandets penger, for eksempel åtte NOK per EUR. Amerikansk (også kalt britisk) notasjon er den inverse av europeisk notasjon, det vil si at man spesifiserer antall enheter utenlandsk valuta per enhet av hjemlandets valuta, for eksempel 2 USD kjøper 1 GBP (sett fra en britisk investors perspektiv). I forbindelse med valutahandel omtales kurser stilt i amerikansk notasjon som *direct quote* i USA, og i europeisk notasjon *indirect quote*. Utenfor USA er betydningen den motsatte, det vil si at *direct quote* gjelder europeisk notasjon og *indirect*

quote gjelder amerikansk notasjon. I denne oppgaven definerer vi, om ikke annet er nevnt, valutakurser ved europeisk notasjon.

2. Teoretisk tilnærming: Valutakurs som formuespris

Med en monetær tilnærming kan en nominell valutakurs sees som en formuespris. Frankel & Rose viser med utgangspunkt i kjøpekraftsparitet (PPP), udekket renteparitet (UIP) og en pengemarkedslikevekt at en nominell valutakurs kan sees som en formuespris som drives av et sett av makroøkonomiske fundamentalfaktorer (Frankel & Rose, 1995). I Frankel & Rose-spesifikasjonen representerer pengemengdevekst og BNP-vekst (relativt til utlandet) fundamentalfaktorene, men i praksis er det naturlig å inkludere et langt bredere sett av variabler, særlig størrelser knyttet til konjunkturutvikling, pengepolitikk og inflasjon, som fundamentalfaktorer. Ser vi bort fra risikopremier som kan være knyttet til eksempelvis likviditetsrisiko for den enkelte valuta, gir en slik stilisert tilnærming at den naturlige logaritmen til den nominelle valutakursen er bestemt ved:

$$s_t = \frac{1}{1+\alpha} \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \right)^i E_t f_{t+i} \quad (1)$$

der E_t er den matematiske forventningsoperatoren på tidspunkt t , f er den naturlige logaritmen til verdien av fundamentalfaktorene og α kan sees som en diskonteringsfaktor (elastisiteten i realpengeetterspørsel med hensyn på nominell rente).

Dagens nominelle valutakurs er dermed en funksjon av fundamentalfaktorene i dag og deres forventede fremtidige bane. Markedet har til enhver tid en oppfatning av hvilke faktorer (komponenter i f) som er viktigst for valutakursen og hvordan komponentene i f vil utvikle seg over tid. Endringer i valutakurser over tid kan dermed sees som et resultat av endret verdi på fundamentalfaktorene og/eller endringer i markedets oppfating av ulike faktorer relative viktighet i kursfastsettelsen.

2.1 Effekten av ny informasjon

2.1.1 Endret oppfatning av hvordan komponentene i fundamentalfaktorene vil utvikle seg over tid

Vi definerer news i periode t som differansen mellom realisert verdi av fundamentalfaktorene og forrige periodes (én-periodes) forventning til disse:

$$news_t = f_t - E_{t-1}[f_t] \quad (2)$$

I det følgende bruker vi uttrykkene news/nyheter for å beskrive det avvik fra forventningene publisering av ny informasjon representerer, for fundamentalfaktorene samlet eller for en eller flere enkeltfaktorer.

Ved å betrakte valutakurser som aktivapriser legger vi implisitt til grunn at markedet er effisient i den forstand at kursene til enhver tid er konsistent med markedets oppfatning av verdien på fundamentalfaktorene (justert for eventuelle risikopremier knyttet til den enkelte valuta). Dette betyr at ny informasjon om fundamentalfaktorer – eksempelvis publisering av indikatorer for konjunkturutvikling eller endringer i sentralbankens rentebane – bare vil være kursdrivende i den grad den representer news, og dermed påvirker dagens verdi av fundamentalfaktorene eller forventningene til fremtidig utvikling i faktorene.

Et grunnleggende problem i estimeringen av enhver økonometrisk valutakursmodell er at det i realiteten er vanskelig å eksplisitt skille ut news-elementet i variablene fordi vi i praksis sjelden kan observere markedets forventninger. Dersom en endring i en forklaringsvariabel er antasipert av markedet, vil modellen kunne predikere for store utslag i kursen fordi (deler av) endringen allerede vil være priset inn. Et konkret eksempel på dette er at endringer i sentralbankrentene ofte er forventet, og dermed priset inn i pengemarkedsrentene. Ved å bruke renter med lengre løpetid enn observasjonshyppigheten (en måned), for eksempel tremånedersrenter, vil vi til en viss grad ta høyde for news-elementet fordi forventninger til korte renter over horisonten ligger innebygget i tremånedersrenten

2.1.2 Endret oppfatning av hvilke faktorer som er viktige for valutakurser

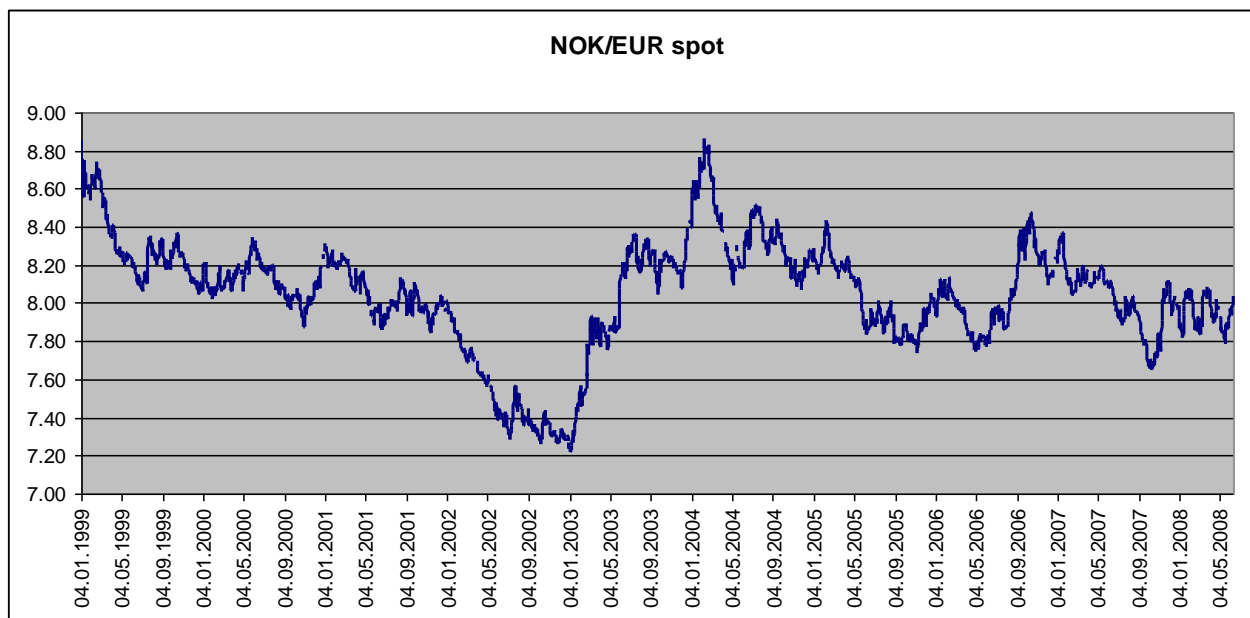
En vesentlig styrke ved å modellere valutakursen som en formuespris er at man åpner for at markedsaktørenes oppfatning av hvilke variabler som inngår i fundamentalfaktorene – og den relative viktigheten av enkeltkomponentene for valutakursfastsettelsen – kan endres over tid. Slike endringer kan oppstå gjennom minst to kanaler.

En mulig forklaring på endret forståelse for hvilke faktorer som er viktige for kursutviklingen kan være endogene forandringer i hvordan markedsaktørene tolker samspillet mellom enkeltfaktorer og/eller deres effekt på valutakursen. En alternativ, eller komplementær, forklaring kan være at det finnes intervaller der en faktor har liten eller ingen effekt på valutakursen (og dermed ikke inngår i fundamentalfaktorene), mens variabelen kan få effekt når den beveger seg utenfor dette nøytrale båndet. Et mulig eksempel på empiriske resultater som kan antyde at noen variabler først kommer i spill når de antar store absoluttverdier, er Flood og Rose som finner at udekket renteparitet holder i langt større grad i høyinflasjonsperioder og for høyinflasjonsvalutaer enn for valutaer med moderat inflasjon (Flood & Rose, 2002). Tilsvarende viser Naug at faktorer som valutamarkedsvolatilitet og carry trade i perioder kan ha betydelig innvirkning på valutakursene (Naug, 2003)

En sentral implikasjon av at faktorenes betydning endres over tid er at det blir vanskelig å identifisere og modellere sammenhenger som er stabile over tid. Dette har igjen konsekvenser for hvilket ambisjonsnivå det er realistisk å legge seg på i modellering av valutakurser, særlig i forhold til prediksjoner fordi man i så fall måtte modellere hvordan faktorenes betydning forventes å skifte utenfor estimeringsvinduet (i tillegg til å predikere utviklingen i faktorene selv).

3. Potensielle faktorer bak kursdannelsen

Figur 2: NOK/EUR spot



Kilde: Norges Bank

Figur 2 viser utviklingen i spot NOK/EUR-kurs (daglige midtkurser mellom kjøp og salg) i perioden fra og med januar 1999 til og med mai 2008 (stigende kurve betyr svakere NOK). Over denne perioden på nesten ti år har det vært betydelige svingninger i NOK/EUR-kursen, og svingningene i den nominelle kursen har vært større enn i de foregående 10-15 årene. For eksempel finner Bjørnstad og Jansen (2007) ved bruk av kvartalsdata at standardavviket for nominell NOK/EUR-kurs (teoretisk ECU før 1999) var 36 % i perioden 2001q2 – 2006q3 mot 18,5 % i perioden 1987q1 – 2001q1.

Med utgangspunkt i de betydelige svingningene i NOK/EUR-kursen er det interessant å spørre seg hvilke krefter som har drevet den observerte utviklingen. Hvilke fundamentalfaktorer er i praksis de viktigste for vår modellering av NOK/EUR-kursen? I den følgende diskusjonen av enkeltfaktorens effekt på valutakursen legger vi vekt på intuitiv så vel som teoretisk vurdering av hvordan ulike faktorer kan være med på å drive valutakursen, og hvordan den relative viktigheten av enkeltfaktorer kan tenkes å variere over tid. Et teoretisk

utgangspunkt for vurderingen av enkeltfaktorer er viktig for å avklare kausalitet, som igjen er viktig for å sikre stabile sammenhenger i modellen.

I den følgende diskusjonen rundt faktorer bak kursdannelsen vil vi i tillegg foreta en første gjennomgang av hvordan enkeltfaktorer, rent grafisk, har samvariert med NOK/EUR-kursen historisk. Formålet med slike figurbetraktninger er like mye det å få en følelse for hvordan faktorene har utviklet seg gjennom analyseperioden, som det å trekke slutninger om enkeltfaktorens effekt på valutakursen. I den økonometriske modelleringen er det ceteris paribus partialsammenhenger som er det interessante, og i den følgende diskusjonen er det viktig å være bevisst på at vi gjennom rene figurbetraktninger vanskelig kan ta høyde for ”uobserverte” tredjeffekter.

Frankel og Rose-tilnærmingen til valutakurser benytter BNP som en skalavariabel gjennom pengeetterspørselsfunksjonen. SSB publiserer BNP-tall for Norge på kvartalsbasis. I denne oppgaven begrenser vi analysen til perioden fra og med innføringen av Euro første januar 1999, noe som betyr at bruk av kvartalsvise data vil gi kun 37 observasjoner (til og med første kvartal 2008). Fordi vi ønsker å modellere flere sider ved aktørenes tilpasning, blant annet gjennom interaksjonstermer, vil det være behov for et forholdsvis stort sett av forklaringsvariabler. Dette kan i praksis vanskelig la seg kombinere med estimering på kvartalsdata fordi modellen vil ha svært få frihetsgrader, noe som gjør at vi neppe ville fått signifikante parameterestimer. I realiteten driver Norges Bank rentestyring snarere enn pengemengdestyring, noe som kan bety at pengemengden isolert sett blir mindre viktig for kursutviklingen, og det virker heller ikke å være kutyme for å inkludere BNP i nyere kronekursmodeller. Som en pragmatisk tilnærming velger vi derfor å estimere modellen på månedsdata.

Nærmere om eurovalutamarkedene

På kort sikt vil markedsaktørenes atferd kunne spille en viktig rolle i valutakursutviklingen. Gitt den forholdsvis korte horisonten (sampleperioden) vi har i denne oppgaven, er det interessant å ta høyde for noe av denne dynamikken i modelleringen. Det er i så måte

interessant med en kort gjennomgang av sentrale sider ved organiseringen av valutahandelen i eurovalutamarkedene².

Eurovalutamarkedene kjennetegnes ved svært lave transaksjonskostnader og høy likviditet for de viktigste valutaparene. Aktørene er banker med høy kredittverdighet – ”name banks” – som innebærer at kredittvurderinger i forbindelse med handel ikke er nødvendig. Manglende oppgjør (oppgjørssisiko) er i praksis et ikke-tema i den forstand at det å ikke oppfylle en avtale ville være ensbetydende med eksklusjon fra markedet. Dette betyr at det ikke påløper forsikringskostnader i forbindelse med handel i markedet.

Transaksjonskostnadene består i vesentlig grad av en bid-ask spread, differansen mellom kjøps- og salgspris, som avhenger av bredden, dybden (likviditet) og volatiliteten i markedet for det enkelte valutapar. Denne spreaden kan sees som en kompensasjon til dealeren for risiko og kapitalkostnader. I eurovalutamarkedene ligger, i følge Shapiro, spreaden for de mest likvide valutaparene på rundt 0,02 % (av salgspris (sell/offer)) i spotmarkedet og rundt 0,09 % i terminmarkedet (Shapiro, 2006). Lave handlekostnader og høy likviditet betyr at det vil kunne være lønnsomt å utnytte selv små imperfeksjoner, da det er mulig å raskt ta store posisjoner som enkelt lar seg reversere. For små valutaer som NOK vil imidlertid likviditeten kunne være svak i perioder med høy volatilitet i valutamarkedet. Dette betyr at det vil kunne være en betydelig, tidsvarierende risikopremie for NOK (se for eksempel Bernhardsen og Røisland, 2000).

Vår interesse i denne oppgaven er å studere hvilke faktorer som rent empirisk driver NOK/EUR-kursen. Globalt utgjør vare- og tjenestehandel mindre enn 5 % av total omsetning i valutamarkedene (Shapiro 2006). Eksempelvis utgjorde vare- og tjenestehandel (import og eksport) for Norges del i april 2004 cirka NOK 80 mrd, mens valutahandel i NOK utgjorde rundt 1800 mrd i samme periode og er raskt voksende (se BIS, 2007). Siden mer enn 95 % av aktiviteten i markedene er knyttet opp mot rene finansielle plasseringer, er det naturlig, og nødvendig, – særlig på kortere sikt – å ta utgangspunkt i forhold i finansmarkedene for å forklare valutabevegelser.

² Eurovalutamarkedene er markedene for (valuta-) innskudd under et annet regulatorisk regime enn det som utsteder valutaen, og utgjør i praksis det vi tenker på som valutamarkedet.

3.1 Internasjonale finansmarkeder

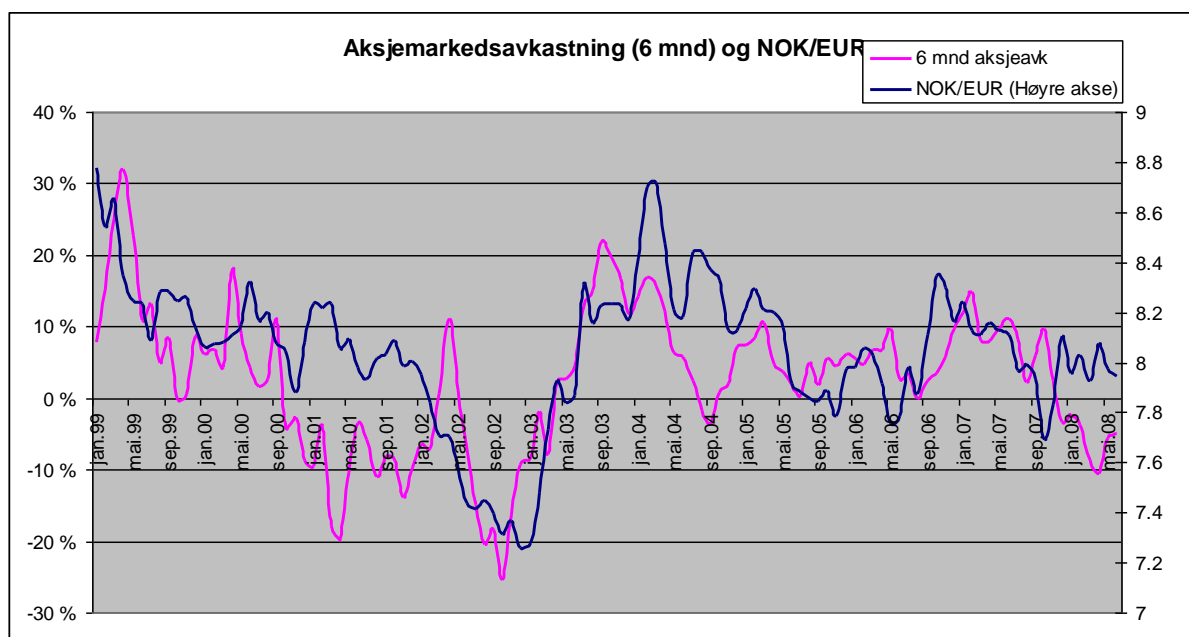
I kapitalverdimodell-rammeverket (CAPM) vil investorene holde markedsporteføljen, herunder også valuta, og det enkelte investeringsobjekt vil prises med utgangspunkt i dets grad av samvariasjon med markedsporteføljen. En tilnærming til det å undersøke effekter av aksjemarkedsavkastning på valutamarkedet er å se valuta og aksjer som to alternative plasseringer for en investor. Aksjeavkastning er, i et slikt perspektiv, en alternativkostnad ved valutaplasseringer (og omvendt). Med utgangspunkt i en porteføljetankegang virker det teoretisk plausibelt at forventet avkastning og risiko i aksjemarkedene vil kunne ha en betydning for valutakursutviklingen i den grad aksje- og valutainvesteringer konkurrerer om de samme investormidlene, eller med andre ord at aksjeinvesteringer representerer alternativkostnaden til valutaplasseringer.

3.1.1 Aksjemarkedsavkastning

For perioden januar 1999 til januar 2003 finner Naug en signifikant sammenheng mellom seks måneders aksjemarkedsavkastning (for S&P 500) og den effektive NOK-kursen målt ved Konkurranssekursindeksen (KKI), i den forstand at svak aksjeavkastning forsterker effekten av rentedifferanser på valutakursen (Naug, (2003))³. Dette forklares blant annet med at investorer som har opplevd tap i aksjemarkedet, er skeptiske til muligheten for å oppnå god avkastning i dette markedet fremover. Skepsisen til aksjemarkedet gjør det mer interessant for investorene å se på alternative investeringer, inklusive plasseringer i høyrentevalutaer. Teoretisk sett er denne tilnærmingen forskjellig fra en fremadskuende porteføljemodell i den forstand at Naug legger til grunn historisk aksjemarkedsutvikling.

³ I det følgende omtaler vi den nominelle rentedifferansen overfor utlandet i en gitt periode og for en gitt løpetid som *rentedifferansen*, og i teoridiskusjonen er denne antatt å være positiv.

Figur 3



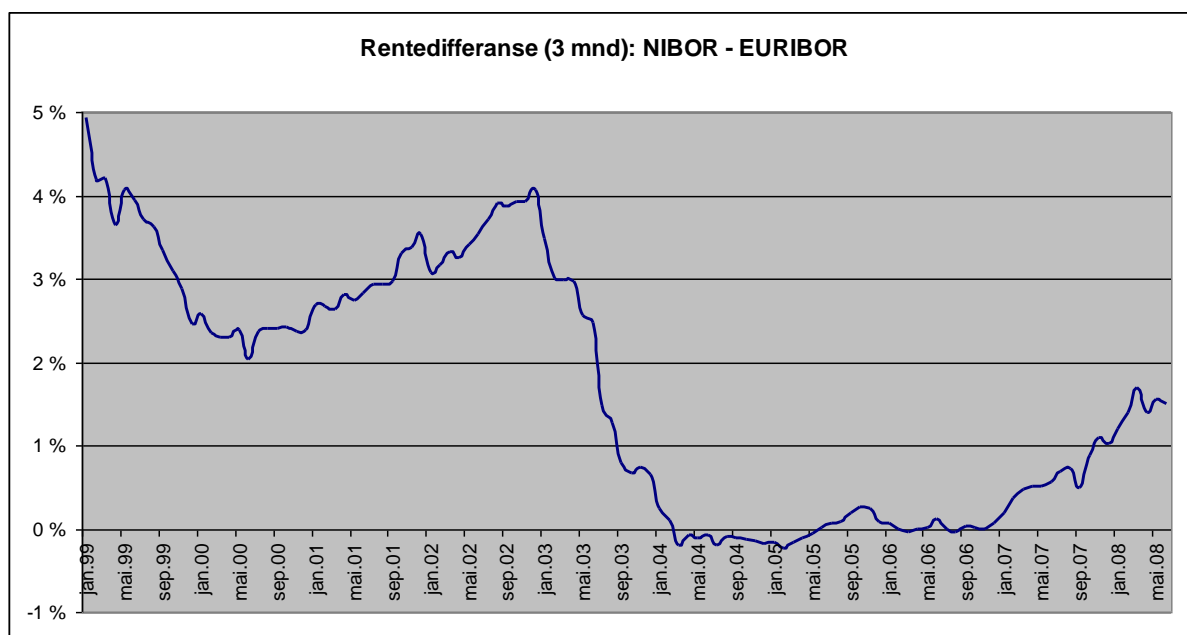
Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

Figur 3 viser aksjemarkedsavkastning og kursutviklingen for NOK/EUR. Aksjemarkedsavkastning er beregnet som (ikke-annualisert) prosentvis endring i S&P 500-indeksen over glidende seksmånedersperioder⁴. På nivåform virker det å være en nokså tydelig sammenheng mellom de to seriene idet sterkere aksjemarkedsutvikling har tendert til å gå sammen med svakere NOK. Et vesentlig poeng er at det er aksjemarkedsavkastning i kombinasjon med rentedifferansen som i teorien skal drive valutakursen. Imidlertid har rentedifferansen vært positiv i størstedelen av analyseperioden, slik at den rent visuelt positive samvariasjonen er som forventet, jfr. figur 4 som viser utviklingen i rentedifferansen, målt som 3 måneders NIBOR⁵ minus 3 måneders EURIBOR (EURO interbank offered rate).

⁴ Fordi S&P 500 er en kursindeks (ikke utbyttejustert indeks), er den prosentvise indeksendringen ikke et relevant uttrykk for aksjemarkedets totalavkastning i perioden. Da vi modellerer aksjeavkastning som en alternativkostnad ved valutaplasseringer, er totalavkastning det relevante målet, og vi vil i den formelle modelleringen inkludere en utbyttejustert versjon av S&P 500 (avkastningsindeks).

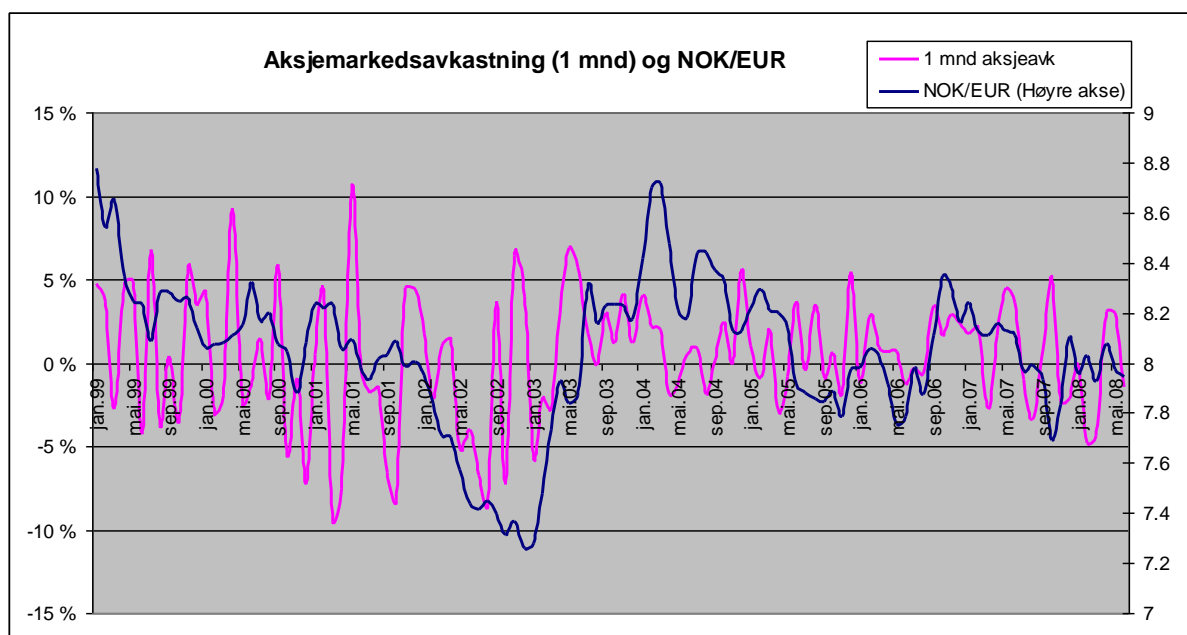
⁵ NIBOR (Norwegian interbank offered rate) er den viktigste interbankrenten i Norge. NIBOR er en eurokronerente (handles i eurovalutamarkedene) som ikke observeres direkte, men fremkommer implisitt gjennom en valutaswapavtale (swaprente).

Figur 4



Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

Figur 5



Kilde: Thomson Datastream

I modelleringen vil det være interessant å teste om ulike horisonter for aksjemarkedsavkastning gir ulike resultater, noe som kan sees som en test på hvor lang tid det eventuelt tar før aksjemarkedstap slår ut i porteføljebeslutninger. Figur 5 viser kursutviklingen for S&P 500 over glidende enmånedsperioder og for EUR/NOK. For en kortere horisont er det naturlig nok mer støy i dataene, noe som gjør den visuelle sammenhengen mindre tydelig enn for seksmånedsperioder, men hvorvidt det er forskjell mellom effekten av aksjeavkastning på en og seks måneders sikt må testes formelt.

3.1.1.1 Valg av mål på aksjemarkedsutvikling

Vi har sett at aksjemarkedsavkastning i teorien kan påvirke valutamarkedet både gjennom en forventningskanal og en mer psykologisk kanal knyttet til historisk avkastning. På teoretisk nivå kan det derfor være interessant å diskutere hvilket mål på aksjemarkedsavkastning som er det mest relevante for vår modell. I et effisient aksjemarked skal fremtidige kursendringer være upredikerbare, noe som rent teknisk innebærer at meravkastning (ut over risikofri rente) ikke er seriekorrelert. En alternativ tilnærming til å beskrive effisiens er å se en aksjekurs som en formuespris, der kursendringer – på samme måte som for valuta – drives av en newssparameter. Fordi newssparameteren per definisjon er stokastisk, vil også kursendringer være stokastiske. Den praktiske implikasjonen av effisiens er at historisk kursutvikling ikke har noen informasjonsverdi i forhold til å predikere fremtidig kursutvikling.

Fremadskuende: Porteføljeteori

Dersom – i tråd med en porteføljetankegang – *forventet* aksjeavkastning er med å drive valutakurser, vil vi trenge et mål på hvilke forventninger markedet faktisk har for å fange opp effekten i en valutakursmodell, dersom aksjemarkedet i det minste er svak-form effisient⁶. Under effisiens er den forventede avkastningen – per definisjon – risikofri rente pluss en markedsbestemt risikopremie (som begge kan være tidsvarierende). Dette gjør det i praksis vanskelig å modellere effekter av forventninger fordi dagens markedspris per antagelse er et uttrykk for forventet fremtidig pris diskontert med risikofri rente og en risikopremie, slik at forventet meravkastning alltid vil være lik risikopremien.

⁶ Note: Svak-form effisiens innebærer at prisene reflekterer all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata.

Uten å gå nærmere inn på en diskusjon om i hvilken grad markedene faktisk er effisierte (se for eksempel Cochrane, 1998), kan vi si at en porteføljetilnærming (forventningsdrevet) ikke kan forklare effekten av lagget aksjemarkedsavkastning på valutakursen som Naug finner, gitt at aksjemarkedet er kjennetegnet ved en viss effisiens. Det impliserer imidlertid ikke at markedseffisiens er uforenlig med at lagget aksjeavkastning påvirker valutamarkedet ettersom portefølje- og sentiment-tilnærmingen ikke representerer gjensidig utelukkende kanaler.

Tilbakeskuende: Skiftende temaer i valutamarkedet

Dersom vi imidlertid, i tråd med Naugs tilnærming, tolker effekten av aksjemarkedsutvikling som en sentiment-/psykologisk effekt drevet av investorenes erfaring i markedet (historisk avkastning), vil vi forvente å se effekter av lagget aksjemarkedsavkastning på valutamarkedet. En slik effekt er konsistent med elementer av tilbakeskuenhet i aktørenes tilpasning og/eller en implisitt tro på momentum i aksjekurser. Effekten er likevel ikke inkonsistent med markedseffisiens (som utelukker momentum) i den forstand at den også kan forklares ut fra mer tekniske faktorer som margin calls og bruk av stop-loss-strategier som man vil forvente å observere etter perioder med betydelig fall i aksjemarkedet.

En slik fortolkning av effekten av aksjemarkedsavkastning på valutamarkedsaktørenes atferd er dessuten konsistent med Frankel & Rose (2005) i den forstand at forhold på aksjemarkedet påvirker hvilke fundamentalfaktorer som oppfattes som viktige for valutakursfastsettelsen. På et slikt grunnlag kan det forsvares teoretisk å undersøke om vi finner en empirisk sammenheng mellom historisk aksjemarkedsavkastning og valutakursutvikling.

En annen, mer modellteknisk, fordel med å bruke historisk ("lagget") (heller enn forventet) aksjekursutvikling er at vi kan utelukke revers kausalitet i fortolkningen av resultatene, selv om vi strengt tatt ikke kan utelukke effekter av uobserverte variabler.

3.1.2 Aksjemarkedsvolatilitet

Ved siden av forventet avkastning, vil en risikoavers investor med mean-variance-preferanser basere sine investeringer på forventet porteføljerisiko. Økt forventet aksjemarkedsvolatilitet vil, alt annet likt, gi lavere aksjekurser i et marked med risikoaverse investorer fordi

investorene – per definisjon – misliker risiko, og krever en (forventet) risikopremie for å bære systematisk (ikke-diversifiserbar) risiko.

Effekten av økt aksjemarkedsvolatilitet på valutakurser (eksempelvis gjennom å påvirke interessen for å utnytte rentedifferanser i carry trade) vil imidlertid avhenge av hvor sofistikerte markedsaktørene er i bruken av derivater. Man kan, for å illustrere problemstillingen klart, forestille seg to karikerte utgaver av et aksjemarked.

I et marked dominert av ”sofistikerte” investorer vil bruk av derivater for å tjene på volatilitet og/eller kursfall i aksjemarkedet kunne innebære at valutaspekulasjon (som alternativplassering) blir relativt mindre interessant når aksjemarkedsvolatiliteten stiger, fordi de potensielle gevinstene i aksjemarkedet øker. I et slikt marked vil vi dermed forvente at faktorer som driver valutakursendringer får mindre effekt i perioder med høy aksjemarkedsvolatilitet.

Alternativt kan det tenkes at økt volatilitet i aksjemarkedene – særlig i kombinasjon med betydelige aksjekursfall – øker interessen for å utnytte rentedifferanser mellom valutaer fordi dette da oppfattes som relativt mindre risikabelt. Økt forventet aksjemarkedsvolatilitet vil øke kostnaden (opsjonspriser) ved å sikre seg mot, og spekulere i, aksjekursfall. Isolert sett taler dette for at den siste effekten vil kunne være dominerende, slik at økt volatilitet i aksjemarkedet reduserer interessen for aksjeinvesteringer relativt til valutaplasseringer. En slik effekt er i overensstemmelse med CAPM om vi ser bort fra eventuelle endringer i korrelasjonen mellom volatiliteten i aksje- og valutamarkeder.

3.1.2.1 Kriterier ved valg av mål på aksjemarkedsvolatilitet

Til grunn for vår hypotese om at aksjemarkedsvolatilitet spiller inn i valutakursutvikling, ligger en klassisk porteføljetankegang. I henhold til CAPM er det imidlertid ikke et aktivums egenvolatilitet, men dets volatilitetsbidrag til markedsporteføljen (som i teorien er en verdivektet portefølje av alle formuesobjekter), målt ved markedsbeta, som skal danne

utgangspunkt for prisingen i markedet⁷. I praksis observerer vi ikke en slik ”markedsportefølje” (jfr. Roll’s critique), noe som betyr at det i praksis er vanskelig å beregne et teoretisk godt mål på beta. En mulig grov tilnærming til å beregne ”beta” kunne gjøres ved å ta utgangspunkt i en bred global aksjeindeks – eksempelvis Morgan Stanley Capital International (MSCI) World-indeksen – som en approksimasjon til markedsporteføljen.

I praksis er det imidlertid uklart i hvor stor grad investorer faktisk tilpasser seg i henhold til CAPM-resultatene, jfr. den omfattende litteraturen rundt (tilsynelatende) markedsanomalier som equity home bias og equity premium puzzle (se for eksempel Shapiro, (2006)). Moderne porteføljeteori med utgangspunkt i multifaktormodeller viser dessuten at det eksisterer risikopremier for eksponering mot andre faktorer enn markedsporteføljen, noe som trekker CAPM i tvil teoretisk så vel som empirisk (se for eksempel Cochrane, 1998).

3.1.2.2 CBOEs volatilitetsindeks – VIX

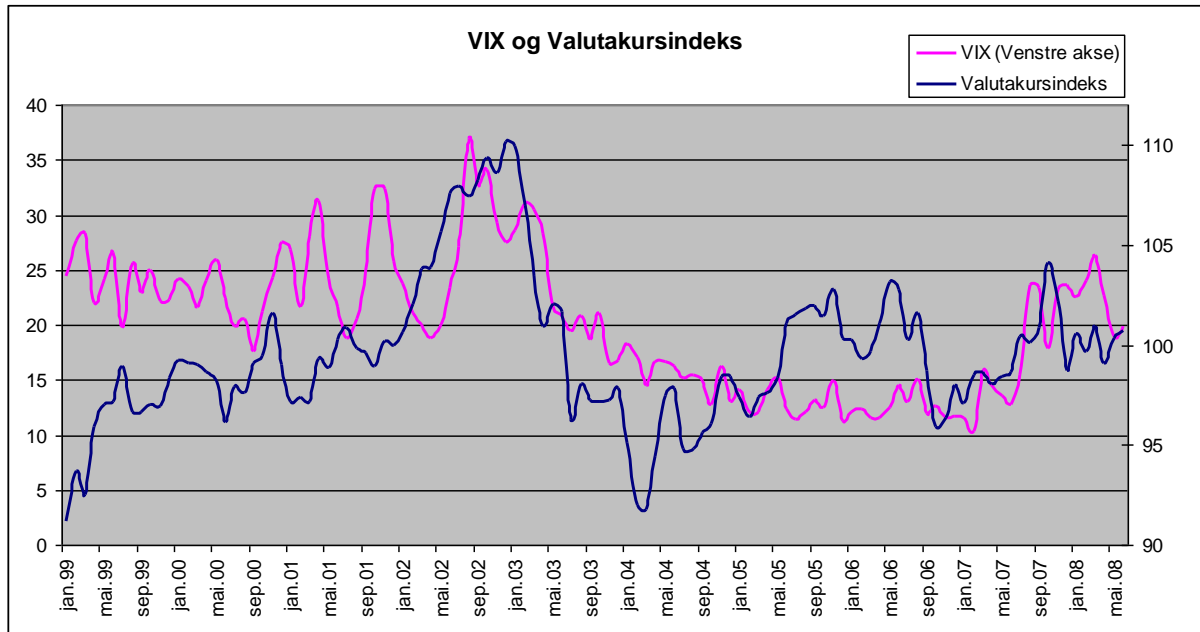
Gitt at aktørenes tilpasning i realiteten synes å avvike klart fra det CAPM skulle tilsi (både med hensyn til grad av diversifisering og prising av risiko), virker det i praksis relevant å benytte et direkte mål på aksjemarkedsvolatilitet i stedet for markedsbeta. Chicago Board Options Exchange (CBOE) Volatility Index (VIX) er et mye brukt mål på forventet risiko i amerikanske aksjemarkeder. Investorer kan handle futures og opsjoner på VIX for spekulasjons- og sikringsformål. Indeksen er beregnet med utgangspunkt i implisitt volatilitet (målt ved standardavvik) utledet fra prisene på kjøps- og salgsoptjoner på S&P 500-indeksen, og gir et uttrykk for forventet annualisert volatilitet over en 30 dagers horisont. Implisitt volatilitet finner man i praksis ved å anta at observerte opsjonspriser er konsistente med en gitt opsjonsprisindeksmodell, eksempelvis Black-Scholes, og så løse modellen for volatilitet.

Indeksen noteres i prosentpoeng. Fordi standardavviket til en uavhengig stokastisk variabel vokser lineært med kvadratet av tiden, impliserer en VIX på eksempelvis 20 at opsjonsmarkedet er priset ut fra et forventet 30 dagers standardavvik for S&P 500 på

⁷ Markedsbeta for aktivum A er definert ved: $\beta_A = \frac{COV(r_A, r_M)}{VAR(r_M)}$, der r er meravkastning ut over risikofri rente, og fotskrift M representerer markedsporteføljen.

$\frac{20\%}{\sqrt{12\text{mnd}}} = 5,77\%$. Om vi for illustrasjonens skyld, som en noe unøyaktig tilnærming, antar normalfordelt aksjemarkedsavkastning, vil det si at det er priset inn 68 % (et standardavvik) sannsynlighet for at realisert markedsavkastning over den neste måneden vil avvike mindre enn 5,77 prosentpoeng fra forventet avkastning.

Figur 6



Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

Figur 6 viser utviklingen i VIX og en indeks for NOK/EUR-kursen med en normalisert indeksverdi på 100, der høyere indeksverdi betyr sterkere NOK (jfr. britisk notasjon)⁸. Før vi kontrollerer for andre faktorer, tyder figuren på at høyere forventet aksjemarkedsvolatilitet målt ved VIX går sammen med styrket NOK. Fordi rentedifferansen gjennomgående var positiv i analyseperioden, stemmer dette godt overens med at høyere forventet aksjemarkedsvolatilitet og høyere persipert risiko ved aksjeinvesteringer øker interessen for å holde høyrentevalutaer og dermed virker kursdrivende. Figuren gir i så måte anekdotisk støtte

⁸ Indeksen er beregnet med utgangspunkt i en basiskurs for NOK/EUR på 8,00, slik at

$$\text{indeksverdi} = \frac{8,00}{\text{NOK} / \text{EUR}} * 100$$

til vår tilnærming til valutakursen som et formuesobjekt hvis risiko påvirker porteføljesammensetningen.

3.1.2.3 Styrker og svakheter ved VIX som risikomål

En vesentlig styrke ved VIX er at indeksen er fremadskuende i den forstand at den gir et bilde av forventninger over en 30 dagers horisont. Dette er viktig for vår modell fordi en porteføljetilnærming bygger på investorenes forventninger, og slik sett er bruk av VIX konsistent med den underliggende teorien. Det at indeksen er basert på faktiske transaksjoner i opsjonsmarkedet, innebærer dessuten – til forskjell fra mange andre forventnings- og rene sentimentindikatorer – at markedsaktørene har sterke incentiver til å la VIX gi et godt bilde av forventningene i markedet og reflektere all relevant, tilgjengelig informasjon. Da vi antar at valuta er priset ut fra forventninger, vil VIX, teoretisk sett, være et bedre mål enn historisk volatilitet på risikovurderinger og stemningen i aksjemarkedet.

En svakhet ved selve VIX-metodologien er at den bare dekker en horisont på 30 dager. Dette betyr at forventninger på litt lengre sikt ikke fanges opp. Hvorvidt dette er problematisk i forhold til vår modellering, er imidlertid ikke klart. En teori om at aksjemarkedsvolatilitet – gjennom effekter på relativ risiko og avkastning i valuta- og aksjemarkeder – har innvirkning på interessen for valutainvesteringer, innebærer implisitt at vi anser aktørene som nokså kortsiktige i utgangspunktet. For å teste en slik teori trenger vi data for kortsiktige forventninger. Fordi store aktører gjennom eurovalutamarkedene raskt og billig kan ta store valutaposisjoner, vil forventninger til volatilitetsutvikling, selv på månedsbasis, kunne danne grunnlag for betydelige kortsiktige investeringsbeslutninger.

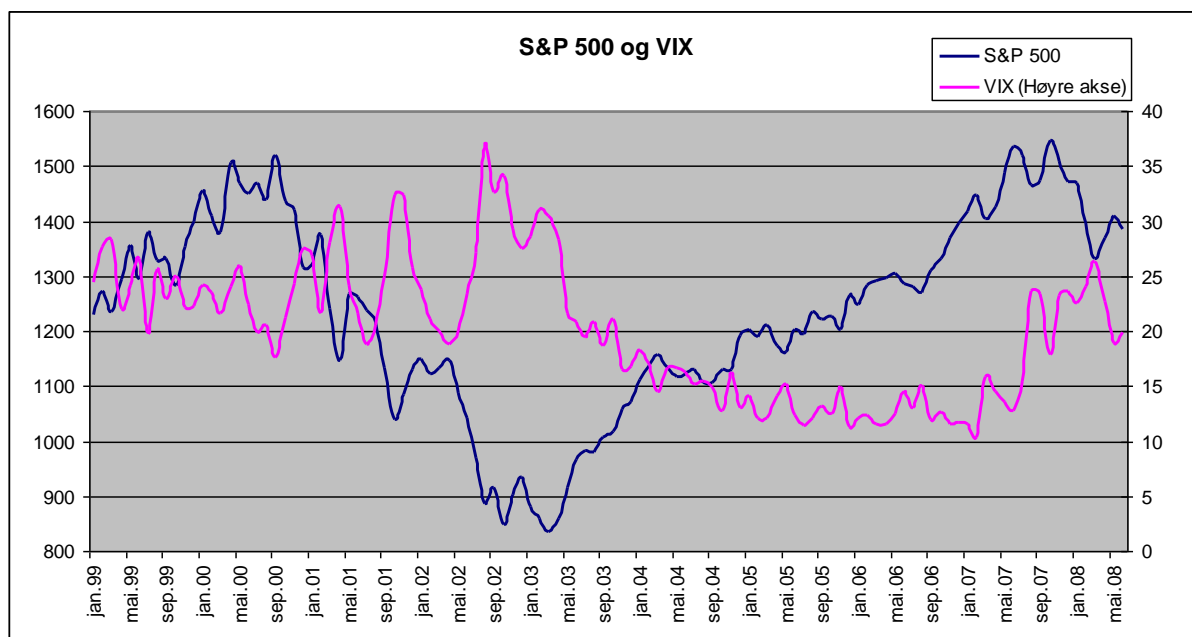
En annen potensiell svakhet ved VIX er at den bare dekker S&P 500, en indeks som inneholder et bredt utvalg av 500 store, hovedsakelig amerikanske, børsnoterte selskaper. VIX fanger derfor ikke opp forhold utenfor de største selskapene og utenfor USA. Imidlertid er det betydelige korrelasjoner mellom aksjemarkeder internasjonalt, og korrelasjonene synes dessuten å ha økt betydelig gjennom de siste tiårene. I den omfattende litteraturen om contagion er det dessuten vist at internasjonale aksjemarkedskorrelasjoner tenderer til å være spesielt sterke i turbulente perioder (se for eksempel Shapiro (2006)). Vi har argumentert for at forhold på aksjemarkedene vil forventes å være særlig relevante for valutamarkedet i perioder med aksjeturbulens. Dette betyr at VIX, som et mål på forventet volatilitet for en så

sentral indeks som S&P 500, også er egnet som instrument (i økonometrisk forstand) for forventet volatilitet i aksjemarkeder generelt. Selv om VIX altså har enkelte svakheter, gir den samlet sett et tilfredsstillende bilde av forventet aksjemarkedsrisiko, gitt at vi i tolkningen av resultatene er bevisst på at variabelen kun representerer en proxy på en underliggende faktor.

3.1.2.4 Implementering av VIX i en økonometrisk modell – tekniske aspekter

En teknisk styrke ved VIX-metodologien er at indeksen er lineær i forventet volatilitet (uttrykt ved standardavviket). Dette gir en enkel, intuitiv tolkning både på nivå og endringsform, noe som betyr at den enkelt kan implementeres i en økonometrisk modell. Data for VIX er offentlig tilgjengelig på CBOEs nettsider og oppdateres daglig.

Figur 7



Kilde: Thomson Datastream

Figur 7 viser utviklingen i VIX og S&P 500 over analyseperioden. VIX synes å øke like etter kraftige fall i aksjemarkedet heller enn å være særlig fremadskuende, men virker ikke å avhenge av aksjemarkedsnivå. VIX er betydelig negativt korrelert med S&P 500, og en enkel korrelasjonsanalyse beregnet på daglige data gir en korrelasjonskoeffisient på -0,312. Ved å inkludere begge som uavhengige variabler vil denne korrelasjonen kunne representere et multikollinearitetsproblem. I praksis innebærer det at korrelasjonen mellom de avhengige

variablene gjør at det er vanskelig å finne presise parameterestimer. Den økte estimatorvariansen kan gjøre det vanskelig å få statistisk signifikante estimer, gitt nokså korte tidsserier (få observasjoner).

3.1.3 Valutamarkedsvolatilitet

Den kraftige appresieringen av NOK i løpet av 2002 – der kronen for eksempel styrket seg med 9 % mot euro – har fått mye oppmerksomhet grunnet konsekvensene for sysselsettingen i konkurranseutsatt sektor, og selv i 2008 refereres det stadig til denne episoden i mediene. Vår interesse i denne oppgaven er imidlertid simpelthen å modellere den utviklingen i kronekursen som faktisk har funnet sted.

I vår teoretiske tilnærming til valutakursmodellering har vi lagt vekt på at investorene er opptatt av forventet avkastning og risiko. Naug (2003) finner i tråd med dette at redusert volatilitet i valutamarkedene var en vesentlig faktor bak kroneappresieringen i 2002. Et sentralt poeng er imidlertid at lav volatilitet i seg selv ikke driver valutakurser, men at stabile kurser primært synes å virke gjennom å fasilitere utnyttelsen av rentedifferanser (selv om lavere volatilitet i seg selv kan tenkes å bidra til å redusere risikopremien for små valutaer som NOK, se for eksempel Bernhardsen og Røisland (2000)). Den norske kronen var i 2002 en høyrentevaluta samtidig som den forventede valutakursvolatiliteten var lav, slik at aktørene oppfattet risikoen ved å holde kronen som liten.

For at lavere valutarisiko skal slå ut i valutakursen, kreves det altså en viss rentedifferanse som aktørene finner det verdt å utnytte. Rent modellteknisk kan en slik effekt implementeres ved å interagere en variabel for valutakursvolatilitet med rentedifferansen overfor utlandet. Slik hensyntar man at aktørene i mindre grad vil være interessert i å ta åpne posisjoner i høyrentevalutaer i perioder der (den subjektive) risikoen for betydelige ufordelaktige kursbevegelser er stor.

3.1.3.1 Mål på valutakursvolatilitet

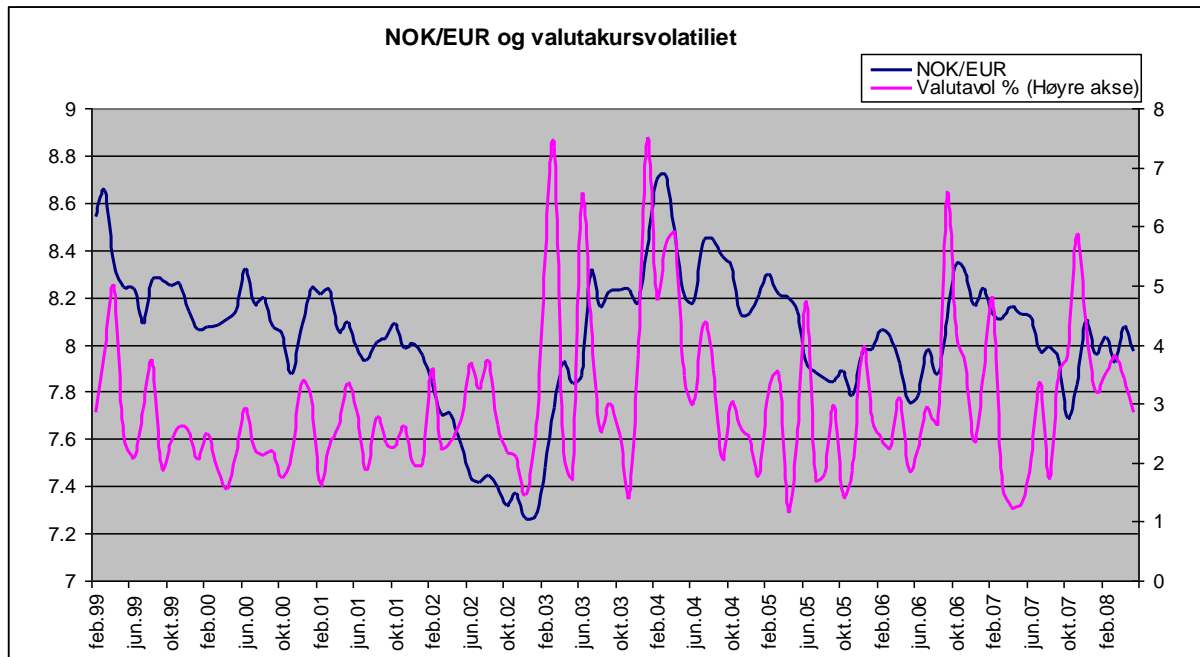
Man kan tenke seg flere mål på valutakursvolatilitet som kunne være interessante å inkludere i en økonometrisk modell, og ulike mål representerer ulike implisitte antagelser om aktørenes forventningsdannelse.

Global Hazard Index (GHI) er et mål på forventet volatilitet mellom et sett av valutaer utledet fra implisitt volatilitet i valutaopsjoner utviklet av den europeiske sentralbanken (ECB) (Brousseau & Scacciavillani, 1999). Norges Bank har benyttet GHI for USD, EUR og japanske yen (JPY) som mål på global valutavolatilitet i sine modeller (se for eksempel Naug, 2003), noe som betyr at man ser på volatiliteten på globalt nivå. Det virker imidlertid ikke usannsynlig at det kan være andre faktorer som påvirker volatiliteten for NOK enn for USD, EUR og JPY. Når vi er interessert i å modellere den nominelle NOK-EUR-kursen, kan det derfor være relevant å se på volatilitet mellom dette spesifikke valutaparet.

Med utgangspunkt i Frankel & Rose-modellen er det i utgangspunktet naturlig å legge til grunn at aktørene i betydelig grad er fremadskuende i sin prising av valuta. GHI er konsistent med dette i den grad prisingen av de underliggende valutaopsjonene er fremadskuende. Vi har imidlertid sett at for eksempel Naug (2003) finner en signifikant effekt av lagget aksjeavkastning på valutakursen (gjennom interessen for å utnytte rentedifferanser). Dette gir grunnlag for å tro at det kan være elementer av bakoverskuenhet i valutamarkedsaktørenes forventningsdannelse. Det kan i modelleringen derfor være interessant å teste hvilke resultater man får ved å inkludere faktisk (historisk) volatilitet mellom NOK og EUR, men med en nokså kort horisont, gjerne over siste måned eller kvartal.

Historisk utvikling – figurbetraktninger

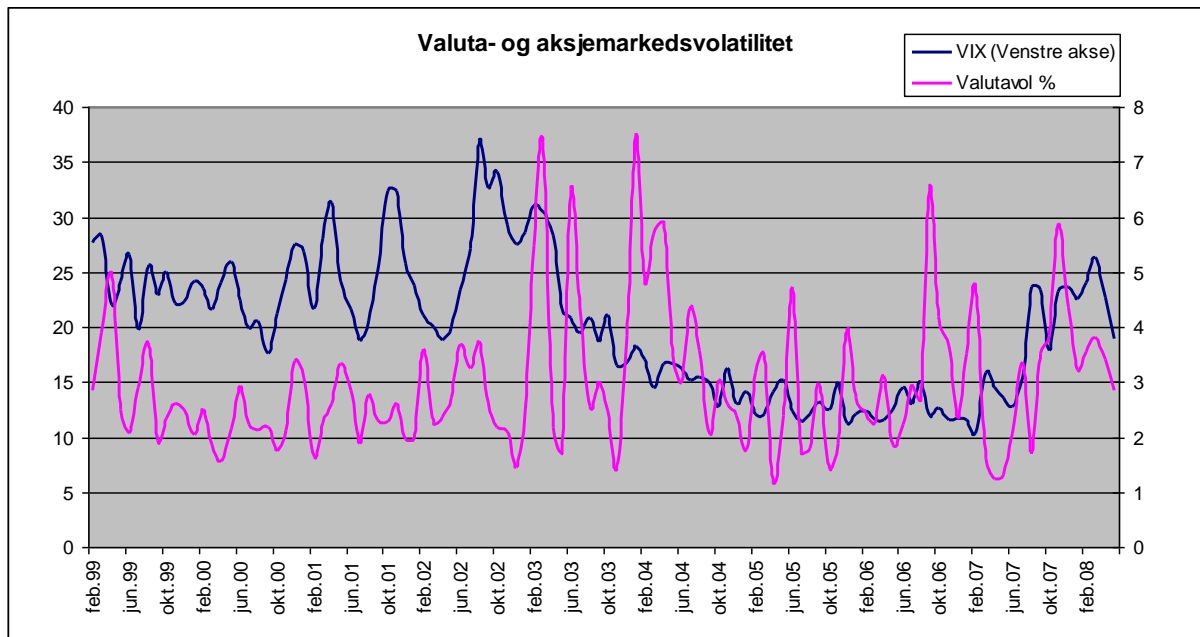
Figur 8



Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

Figur 8 viser utviklingen i NOK/EUR og valutakursvolatilitet for valutaparet over analyseperioden. Valutakursvolatilitet (målt ved standardavvik i prosent av gjennomsnittskurs i hver periode) er beregnet månedsvis med utgangspunkt i daglige kursdata og annualisert på tilsvarende måte som VIX. For å gjøre dataene sammenlignbare med VIX er serien lagget én periode, og er slik sett et uttrykk for en antagelse om at markedsaktørene er fremadskuende i sin risikovurdering og at markedets forventninger til fremtidig volatilitet er forventningsrett. Selv om det er betydelig volatilitet i dataene, særlig i valutakursvolatilitet, virker valutauro å gå sammen med en svekkelse av NOK mot EUR, noe som stemmer godt overens med resultatene fra den teoretiske diskusjonen om at kapitalstrømmene blir mer rentefølsomme når risikoen faller.

Figur 9



Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

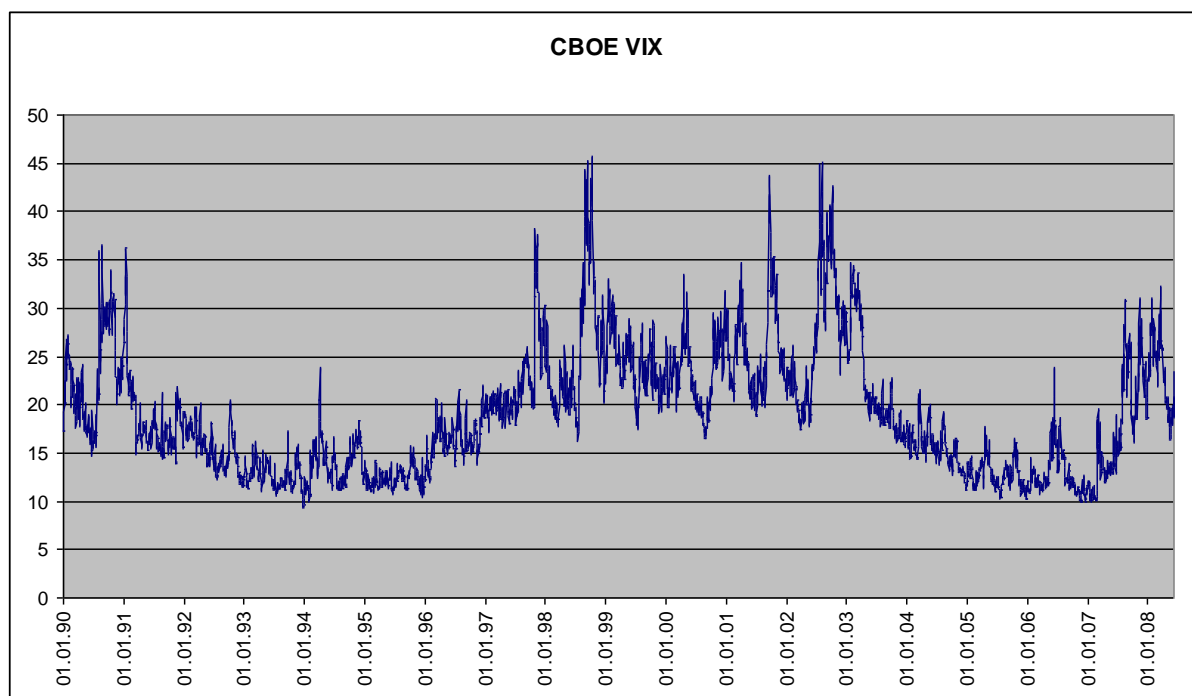
Figur 9 viser historisk utvikling i valuta- og aksjemarkedsvolatilitet, og de to seriene viser at volatiliteten i de to markedene har tendert til å samvariere. Dette kan antyde at aksje- og valutamarkedene i noen grad er utsatt for de samme drivkreftene. Imidlertid varierer graden av volatilitet betydelig over tid for de to seriene, noe som betyr at det bør være uproblematisk å inkludere begge seriene i samme økonomiske modell.

3.1.4 Carry trade

En valutamarkedsfaktor som har fått betydelig oppmerksomhet, spesielt i mediene, de siste årene er carry trade. Carry trade er en investeringsstrategi som går ut på å låne i lavrentevalutaer for å plassere i høyrentevalutaer. "Carry" betegner den direkte avkastning (yield) et formuesobjekt gir, og uttrykket carry trade spiller på at man handler i differansen mellom to valutaers carry – den nominelle rentedifferansen. I carry trade tar man åpne posisjoner i valuta og spekulerer i at den nominelle rentedifferansen man tjener ikke vil bli motsvart av et tilsvarende kurstap. Fordi man tar valutarisiko, er carry trade ikke en form for arbitrasjehandel. En investor som finner carry trade attraktivt ex ante, må i realiteten forvente at UIP i sin enkleste form (uten risikopremier) ikke holder (eller har en annen risikotoleranse

eller risikooppfatning enn markedet). I praksis vil omfattende carry trade i et marked med flytende valutakurser i seg selv kunne bidra til å gjøre strategien lønnsom ved å drive kursene i fordelaktig retning. Når betydelige strømmer går short i en lavrentevaluta og long i en høyrentevaluta, innebærer det depresieringspress på lavrentevalutaen og appresieringspress på høyrentevalutaen.

Figur 10



Kilde: Thomson Datastream

Figur 10 viser historisk utvikling i VIX gjennom 1990- og 2000-tallet. En grunnleggende forutsetning for at markedsaktører skal finne carry trade interessant, er at avkastningen – rentedifferansen – er stor nok til å forsvare risikoen for store, ufordelaktige kursbevegelser, som igjen vil avhenge av volatiliteten i valutamarkedet. Carry trade virker å fremstå som særlig attraktivt i perioder med lav volatilitet i aksje- valutamarkedet i kombinasjon med god likviditet, slik at man raskt og billig kan reversere udekkede posisjoner. Rent intuitivt innebærer det at interessen for å utnytte rentedifferanser er stor når risikoen er liten. I januar 2007 var anslagsvis en billion (10^{12}) USD knyttet opp mot carry trade i yen (The Economist, første februar 2007, "What keeps bankers awake at night?"), samtidig som volatiliteten i aksjemarkedet, målt ved VIX, var på sitt laveste nivå siden januar 1994. I modelleringen er

det derfor sentralt at vi tar høyde for at det sannsynligvis kan finnes interaksjonseffekter mellom rentedifferanser og valutavolatilitet, idet det virker plausibelt at carry trade er særlig fremtredende når rentedifferensen overfor utlandet er betydelig samtidig som risikoen er lav.

3.1.4.1 Carry trade og peso-problemet

I henhold til UIP skal ikke carry trade være lønnsomt ex ante i den forstand at rentedifferansen mellom to valutaer skal motsvares av en forventet kursendring. Carry trade skal dermed, i følge UIP, ikke gi en systematisk og predikerbar gevinst. Det at carry trade i praksis har vist seg å være lønnsomt i lange perioder, representerer imidlertid ikke nødvendigvis et brudd på UIP dersom det er avvik mellom ex ante forventninger og ex post realiserte verdier for valutakurser. Dersom markedet mener at det er en liten, men positiv sannsynlighet for en betydelig depresiering av en valuta, vil det å holde denne valutaen gi en risikopremie i form av en høyere rente. Dersom depresieringen faktisk ikke finner sted i løpet av perioden man studerer, vil avkastningsdifferansen fremstå som en markedsanomali fordi man ikke tar høyde for den uobserverte ex ante sannsynligheten for kurstap. Dette er et grunnleggende problem i estimering med utgangspunkt i historiske data for investeringsobjekter som prises på bakgrunn av forventninger, fordi man tar utgangspunkt kun i realiserte verdier og ikke tar hensyn til alternative scenarier som kunne ha blitt realisert. Det klassiske eksempelet på dette fenomenet – kalt peso-problemet – er devalueringen av meksikanske peso med 46 % mot USD i 1976 etter at kursen hadde vært uforandret siden 1954, mens pesoen hele tiden hadde gitt en positiv rentepremie sammenlignet med USD (se for eksempel Sill, 2000). Et utgangspunkt i markedsaktørenes vurdering av risikoen for betydelige kurstap virker særlig relevant når det kommer til reversering av carry trade-posisjoner.

3.1.4.2 Reversering av carry trade

Hedgefond – som har som mål å oppnå en absolutt avkastning uavhengig av aksjemarkedsutviklingen – vil ofte forsøke å time markedet, det vil si at man tar posisjoner basert på overordnet markedssyn (på makronivå). Hedgefond og andre tungt belånte aktører vil derfor reversere sine carry trade-posisjoner når risikoen subjektivt sett blir for stor; enten for gevinstsikring eller dersom mer attraktive investeringsmuligheter oppstår.

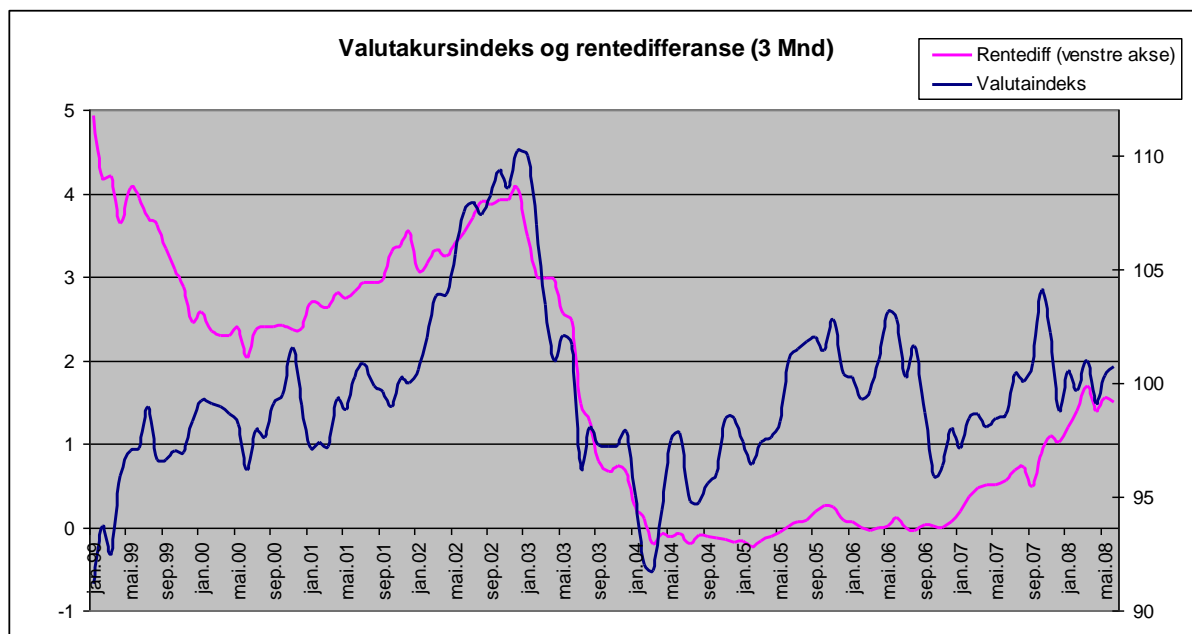
Like fort som carry trade kan gi selvforsterkende styrking av en høyrentevaluta, kan slik spekulasjon gi sterkt depresieringspress så snart aktørene finner det opportunt å reversere sine posisjoner. Et illustrerende eksempel på en slik prosess, som dessuten viser hvordan markedsaktørenes oppfatning av hvilke faktorer som er sentrale for kursbestemmelsen synes å skifte over tid (jfr. Frankel & Rose-modellen), er utviklingen i den islandske kronen (IKR) fra andre halvår 2006 til første halvår 2008. IKR har på grunn av den høye nominelle korte renten – i april 2008 hevet sentralbanken sin styringsrente til 15,5 % - vært mye brukt som plasseringsvaluta de siste årene, og IKR styrket seg samtidig betydelig mot EUR gjennom andre halvår 2006 og 2007. I løpet av de fire første månedene i 2008 svekket imidlertid IKR seg med nærmere 30 % mot EUR, noe eksempelvis *The Economist* forklarer med short-salg og reversering av carry trade-posisjoner i IKR ("Till debt do us part", *The Economist*, 26. april 2008, s 42). De betydelige ubalansene i den islandske økonomien – med sterk opplåning i finanssektoren og blant husholdningene, betydelige underskudd på driftsbalansen og høy inflasjon – har stått frem som klare risikofaktorer gjennom flere år. Likevel styrket den islandske kronen seg gjennomgående frem til utgangen av 2007 etter den forrige perioden med turbulens i første halvår 2006.

Den plutselige og betydelige svekkelsen av IKR gjennom begynnelsen av 2008 – som i mediene er forklart ut fra faktorer som har vært kjent i markedet over lengre tid – er et godt eksempel på hvordan skiftende tema og/eller sentiment i valutamarkedet kan drive kursbevegelser. På samme måte som empiriske og anekdotiske resultater tyder på at aksjemarkedsavkastning er et tema som tidvis påvirker disposisjoner i valutamarkedet (se Naug, 2003), antyder erfaringene med IKR at faktorer som i perioder har liten innvirkning på kursene, plutselig oppfattes som viktige av markedsaktørene uten at det nødvendigvis finnes en enkel utløsende årsak. I ettertid kan man gjerne si at svekkelsen av IKR ikke var uventet, selv om slike kursutslag alltid kommer overraskende. Dynamikken i fasene opp mot reversering av carry trade-posisjoner – særlig for plasseringer i små valutaer – har i så måte klare paralleller til Kindlebergers teori om finansielle kriser og bobler (Kindleberger & Aliber, 2005) i den forstand at prosessen virker å være selvforsterkende, og at sentiment og likviditetsforhold virker å være avgjørende særlig i reverseringsfasen.

Videre illustrerer turbulensen rundt den islandske kronen hvor betydelige utslag endringer i internasjonale kapitalstrømmer kan gi i kursen for små valutaer. Også for NOK er likviditeten nokså begrenset, noe som betyr at det kan være en betydelig risikopremie (likviditetspremie)

på NOK fordi det kan være vanskelig og kostbart å selge seg ut av NOK på kort varsel dersom det oppstår turbulens i valutamarkedene. Samtidig vil vi vente at en slik risikopremie vil variere med aktørenes forventninger til fremtidig valutamarkedsvolatilitet, jfr UIP.

Figur 11



Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

Figur 11 viser utviklingen i rentedifferansen (tre måneders pengemarkedsrenter: NIBOR minus EURIBOR (prosentpoeng)) og valutakursindeksen (som definert tidligere; høyere indeksverdi betyr sterkere NOK). Figuren viser tydelig hvordan den relative økningen i kronerrenten falt sammen med en betydelig styrking av NOK gjennom andre halvår 2001 og ut 2002. Samtidig ser vi at det er langt fra et perfekt forhold mellom rentedifferansen og NOK/EUR-kursen – for eksempel styrket kursen seg fra andre halvår 2004, og var like sterk i andre halvår 2006 som i midten av 2002 til tross for at rentedifferansen i 2006 var omtrent null. Selv om vi bare betrakter valutakurs og rentedifferansen isolert, gir figuren anekdotisk støtte til at rentedifferansen er viktig for valutakursen når den kommer over et visst minimumsnivå, noe som er konsistent med carry trade-plasseringer i høyrentevalutaer. Når rentedifferansen er liten, vil det likevel kunne oppstå betydelige kursendringer drevet av andre faktorer uavhengig av renten.

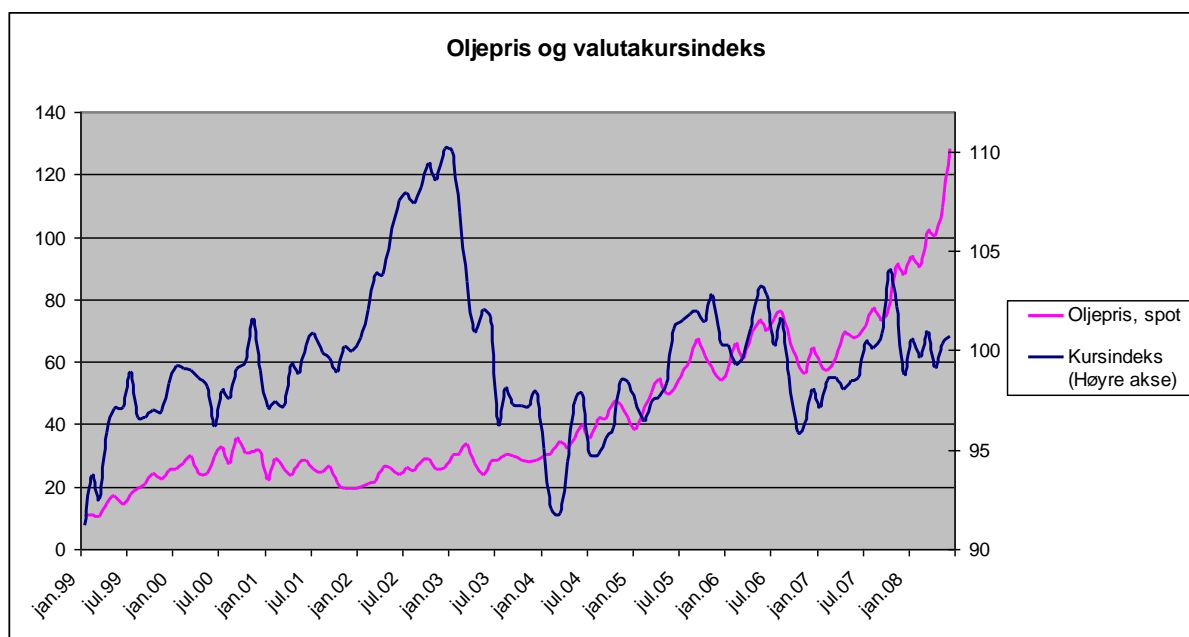
3.2 Oljepris

Oljeinvesteringer har vært en viktig driver bak de særnorske konjunktursvingningene siden midten av 1970-tallet. Man kan i teorien tenke seg minst tre kanaler for effekten av oljepris på kronekursen, der to er knyttet til innfasingen av petroleumsinntekter i den norske økonomien og en tredje går gjennom konjunkturutslag og interessen for å holde norske aksjer. Den kraftige oljeprisøkningen de siste årene – kombinert med troen på at økningen er varig i den forstand at olje for levering i 2016 i mai 2008 ble handlet til rundt 140 USD per fat i New York– gjør blant annet at utbygging av tidligere marginale felt blir lønnsomme (http://www.dn.no/energi/article1406786.ece?jgo=c_current&WT.svl=article_image). Dette bidrar til å øke investeringsnivået i oljerelaterte næringer. Samtidig gir høyere oljepris økte offentlige inntekter og formue gjennom skatteinngang og direkte eierinteresser i oljesektoren, som på sikt skal fases inn i den norske økonomien.

Statens inntekter fra petroleumsvirksomheten forvaltes i Statens Pensjonsfond – Utland (SPU), og midlene fases inn i den norske økonomien i henhold til handlingsregelen. Handlingsregelen innebærer at det strukturelle – konjunkturjusterte – oljekorrigerte offentlige budsjettunderskuddet over tid skal tilsvare forventet realavkastning av SPU ved inngangen av året. Forventet realavkastning er satt til 4 % p.a.

Organiseringen av den finansielle formuen i SPU og den gradvise innfasingen av midler gjennom handlingsregelen vil samtidig ha en stabiliserende effekt på norsk økonomi, i den forstand at bruken av oljepenger er knyttet til fondets verdi snarere enn til de løpende petroleumsinntekter, og at selve handlingsregelens rammer avhenger negativt av konjunktursituasjonen. Handlingsregelen vil i så måte kunne redusere oljeprisens effekt på kronekursen noe gjennom stabilisering av konjunkturer. Mer stabile konjunkturer og inntjening for norske bedrifter vil igjen til en viss grad kunne svekke effekten av oljeprisen på utenlandske aksjeinvestorers etterspørsel etter norske kroner.

Figur 12



Kilder: Norges Bank, Thomson Datastream

Figur 12 viser utviklingen i spotprisen på nordsjøolje i USD per fat og kursindeksen for NOK/EUR, og det er fra figuren vanskelig å se en entydig sammenheng mellom de to variablene. En forklaring på dette kan være at oljeprisen har en betydelig positiv trend gjennom analyseperioden. Det at oljeprisen er mer enn tidoblet i løpet av perioden, gjør også at en ren visuell sammenligning av de to seriene blir vanskelig. Ser vi nærmere på dataene, viser eksempelvis Norges Banks Inflasjonsrapport 2/2005 at korrelasjonen mellom oljepris og KKI var negativ over en såpass lang periode som mars 2001 – juni 2005, mens den i andre perioder har vært sterkt positiv, jfr. figur 13. Dette kan også være et utslag av at oljepris bare er en av flere faktorer som i teorien driver kronekursen.

Figur 13

Korrelasjon mellom oljeprisen og kronekursen (KKI)*.				
	jan. 99 - jun. 05	mar. 01 - jun. 05	jan. 02 - jan. 03	jan. 04 - jun. 05
Korrelasjonskoeffisient (oljepris og KKI)**	0,21	-0,05	0,84	0,80

* Positiv korrelasjon betyr at sterkere krone går sammen med høyere oljepris
** Månedstall

Kilde: Norges Bank

3.2.1 Innfasing av petroleumsinntekter – behov for realappresiering

En forklaring på effekten av oljepris på kronekursen er at en økning i oljeprisen representerer en bedring av Norges bytteforhold overfor utlandet (terms of trade), noe som øker landets konsummuligheter. I litteraturen er det, som en analogi, vanlig å modellere inntekter fra naturressurser som en valutagave fra utlandet – det vil si at landet kan konsumere mer konkurranseutsatte produkter enn det produserer (utenfor petroleumssektoren) (se for eksempel Norman, 2004). Analogien går altså ut på at landet, korrigert for petroleumseksporten, kan operere med varige underskudd på handelsbalansen overfor utlandet.

Økte konsummuligheter gir seg utslag i økt etterspørsel etter både skjermede og konkurranseutsatte varer (gitt at begge kategoriene er normale goder). Mens den økte etterspørselen etter konkurranseutsatte varer og tjenester kan dekkes gjennom økt import, er en realappresiering nødvendig for å stimulere til økt innenlandsk produksjon av skjermede varer og tjenester som per definisjon ikke kan importeres.

Realvalutakursen, Q , uttrykker det relative prisforholdet ute og hjemme

$$Q = \frac{S \cdot P^*}{P} \quad (3)$$

der S er den nominelle valutakursen (europeisk notasjon) og P er prisenivå, mens toppskrift stjerne (gjennomgående) betegner utland. Fordi realvalutakursen sammenligner relativt prisforhold hjemme og ute i felles valuta, kan den også sees som et mål på den relative prisen på skjermede og konkurranseutsatte varer. Slik sett innebærer en realappresiering at skjermede varer blir dyrere relativt til konkurranseutsatte varer.

Fra definisjonen av realvalutakursen ser vi at en realappresiering vil kunne komme i form av en nominell appresiering og/eller økt innenlandsk prisenivå (relativt til utenlandsk prisenivå). Dersom markedet har tillit til at Norges Bank inflasjonsmål vil nås, vil hele appresieringen skje i form av en sterkere nominell kronekurs. Norges Banks inflasjonsmål på 2,5 % ligger høyere enn eksempelvis European Central Banks (ECB) mål om en inflasjon ”under, men

nær” 2 %, (De Grauwe 2005), og Bank of Englands mål på 2 %. Dette kan sees som en manifestasjon av behovet for en gradvis realappresiering av NOK etter hvert som innfasingen av midler fra den statlige finansformuen, organisert i SPU, vokser og innfasingen av midler i økonomien tiltar.

3.2.2 Økte offentlige konsummuligheter – behov for høyere realrente

En varig høyere oljepris vil gi økte norske konsummuligheter hovedsakelig gjennom økte statlige inntekter fra petroleumsbeskatningen og direkte fra statens eierinteresser på norsk sokkel. Økte statlige inntekter og formue gir rom for en mer ekspansiv finanspolitikk i form av økt offentlig konsum og/eller lavere skatter. For en gitt finanspolitikk vil en strammere pengepolitikk være én måte å stimulere til en større offentlig sektor (relativt til konkurranseutsatt privat sektor) gjennom å redusere konkurranseevnen.

Under en ny-keynesiansk forutsetning om trege nominelle priser vil en mer ekspansiv finanspolitikk lede til at aktivitetsnivået og inflasjonen øker (se for eksempel Røisland & Sveen, 2005 og 2006). Konkret kan vi tenke oss at en mer ekspansiv finanspolitikk vil lede sentralbanken til å re-optimere sin tapsfunksjon ved å føre en mer kontraktiv pengepolitikk for å sikre at inflasjonen ikke overskrider målet. Dersom markedet eksempelvis oppjusterer sine forventninger til oljeprisen på lang sikt, vil rasjonelle aktører i teorien se at dette er konsistent med et behov for høyere NOK-rente i fremtiden. Under en antagelse om at valutakursen drives av news, innebærer dette at NOK vil styrke seg momentant på en slik endring i forventet fremtidig verdi for en fundamentalfaktor.

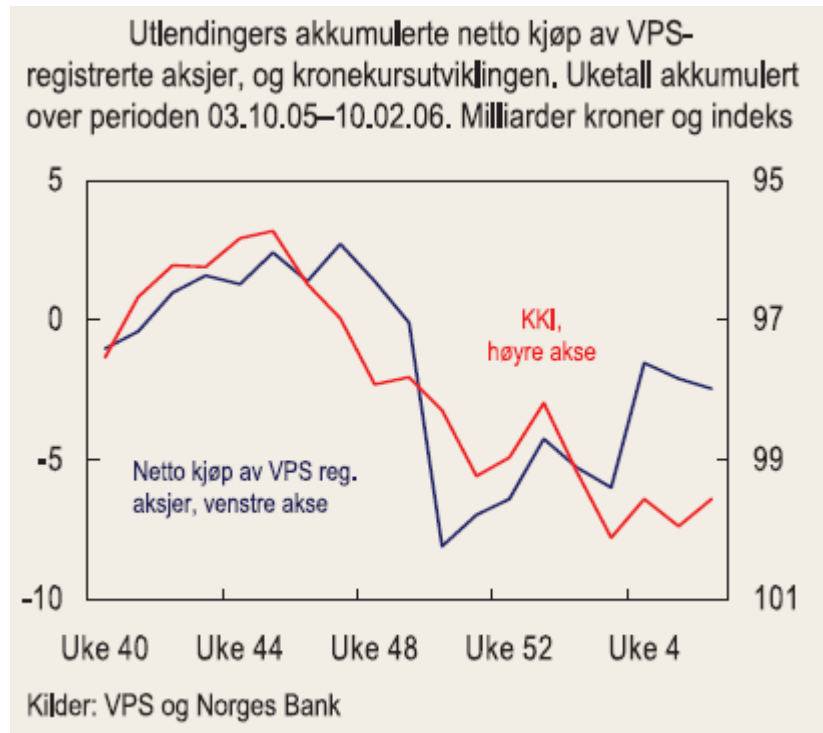
Som for forrige punkt om behovet for realappresiering, vil behovet for en høyere kronerente være en gradvis prosess over lang tid. En relativ overflytting av aktivitet til offentlig og skjermet sektor vil ta lang tid, særlig fordi handlingsregelen bidrar til å trekke innfasingen av oljeinntektene ut i tid.

3.2.3 Oljeprisens effekt på norske aksjepriser og konjunkturer

En mer direkte effekt av høyere oljepris er økt lønnsomhet og høyere investeringsnivå i første omgang i petroleumsrelaterte næringer, noe som eventuelt vil gi seg utslag i sterkere generelle konjunkturer på sikt dersom penge- og finanspolitikken ikke endres i vesentlig grad for å motvirke konjunkturoppgangen. Utsikter til høyere fortjeneste i norske selskaper vil gjøre det mer attraktivt for utenlandske (så vel som norske) investorer å holde norske finans- og realaktiva, denominert i NOK. Høyere aksjekurser og økt interesse for norske aksjer vil lede til økt etterspørsel etter NOK fra utenlandske investorer. Dette skaper et appresieringspress på NOK, og i et marked med flytende valutakurser innebærer dette, ceteris paribus, en sterkere nominell krone.

Figur 14 viser utviklingen i Konkurranssekursindeksen (KKI) og utenlandske investorers akkumulerte netto kjøp av norske VPS-registrerte aksjer. Selv om figuren kun dekker en periode på drøye fire måneder, gir den, rent visuelt, støtte for en nokså klar korrelasjon mellom det norske aksjemarkedets attraktivitet og kronekursen. I forbindelse med rene korrelasjonsbetraktninger er det viktig å være observant på eventuelle uobserverte faktorer som kan påvirke begge variablene simultant. Likevel gir figuren anekdotisk støtte til hypotesen om at aksjemarkedsutviklingen har en kausal effekt på valutakursen (det er vanskelig å tenke seg en kausal effekt i motsatt retning).

Figur 14



Dersom vi, i tråd med Frankel & Rose-modellen, tar utgangspunkt i at valutakurser drives av ny informasjon, vil økt interesse for å holde norske aktiva virke delvis gjennom å påvirke likviditeten i NOK i de periodene investorer rebalanserer sine porteføljer. Et effisient marked innebærer at ny informasjon hurtig prosesseres og slår ut i aktørenes tilpasning. En slik likviditetseffekt kan potensielt være betydelig, og er også konsistent med at kursutslagene kan ”overreagere” på kort sikt, for så å delvis reverseres etter hvert som aktørenes porteføljer er rebalansert i henhold til den nye informasjonen.

3.2.4 Hvilke oljepriskkanaler er viktigst for modellering av kronekursen?

Vår interesse i denne oppgaven er å studere hvilke faktorer som historisk, rent empirisk, har drevet kronekursen. Ut fra et slikt perspektiv er det samtidig interessant å kort vurdere den relative viktigheten av de ulike kanaler hvorigjennom oljeprisen i teorien påvirker valutakursen, fordi de ulike kanalene kan ha ulike implikasjoner for hvordan kursen påvirkes på kortere og lengre sikt.

De to første kanalene – behovet for realappresiering og høyere realrente – virker i realiteten gjennom langsiktige forventninger til oljeprisutviklingen. En eventuell effekt av lange oljepriser vil kunne være vanskelig å påvise i en økonometrisk modell fordi den virker gjennom å påvirke en formuesverdi på lang sikt, en verdi som påvirkes av mange usikre faktorer. Den teoretisk relevante parameteren, som lange oljepriser altså kan sees som en proxy for, er formuesverdien (nåverdien) av de norske (ikke utvunnede) petroleumsreservene. Etter hvert som oljereservene i bakken utvinnes og SPU bygges opp, transformeres oljeformuen fra en naturressursformue til en finansiell formue, og dermed vil forhold knyttet til forvaltningen av og verdiutviklingen i fondet bli relativt viktigere. Nåverdien av petroleumsreservene er ikke praktisk mulig å beregne pålitelig måned for måned fordi det ville kreve en løpende oppdatering av estimater for gjenværende reserver, samt utvinnings- og prisbaner. Samtidig vil ikke den underliggende kvaliteten på forvaltningen av SPU endres på kort sikt (selv om den målte/observerte forvaltningskvaliteten vil være forskjellig fra periode til periode). I praksis innebærer disse måleproblemene at det ikke er realistisk å inkludere verdien av petroleumsformuen i en økonometrisk modell fordi liten variasjon i dataene ville gitt svært stor estimatorvarians⁹, som i praksis betyr at man ikke får signifikante estimater. En pragmatisk tilnærming er da å bruke spot oljepris i modelleringen.

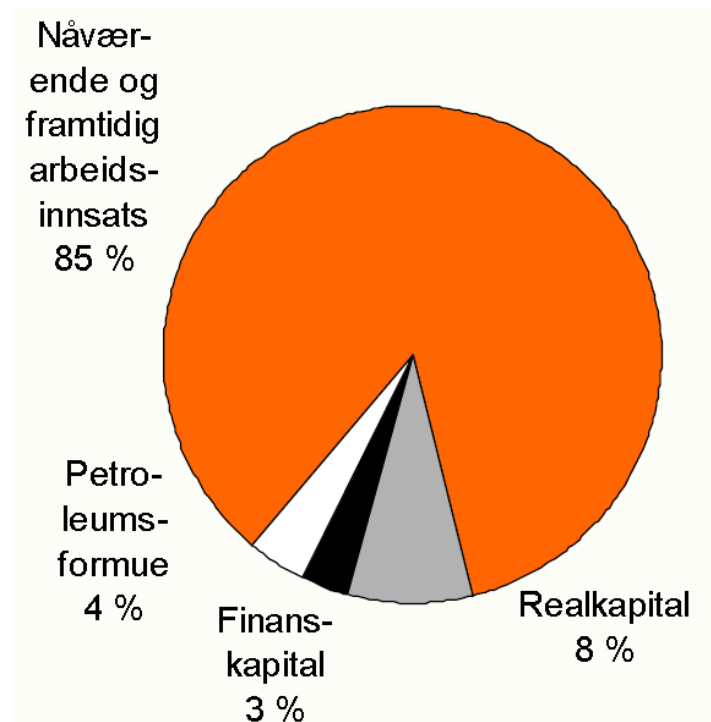
Videre vil oljeprisendringen måtte være varig og betydelig for at endringen i nåverdien av fremtidige oljeinntekter skal bli stor nok til å få en vesentlig effekt på kronekursen via forventninger om større offentlig og/eller skjermet sektor og tilhørende realappresiering og høyere forventet kronerente. Dette gjelder særlig fordi petroleumsformuen og SPU utgjør en liten andel – anslagsvis 7 prosent i 2006 – av nasjonalformuen.

⁹ Dette er variansen til selve estimatoren som brukes til å generere punktestimater for modellparameterne. Eksempelvis er estimatorvariansen for en OLS-regresjon, under Gauss-

Markov-forutsetningene for tidsserier, gitt ved:
$$Var(\hat{\beta}_j | \mathbf{x}) = \frac{\sigma^2}{\sum_{t=1}^T (x_{tj} - \bar{x}_j)^2 \cdot (1 - R_j^2)}$$
, der \mathbf{x} er

en vektor av alle uavhengige variabler, R_j^2 er R^2 fra en regresjon av x_j på alle andre uavhengige variabler og σ^2 er (den underliggende) feilleddsvariansen i populasjonen. Toppskrift $\hat{\beta}_j$ indikerer (gjennomgående) en estimator for den underliggende populasjonsparameteren.

Figur 15



Kilde: Finansdepartementet

Figur 15 viser Finansdepartementets anslag på Norges nasjonalformue (nåverdi) per capita i 2006. Selv om den betydelige oljeprisøkningen sannsynligvis har bidratt til å øke verdien av petroleumsformuen de siste årene, virker det rent intuitivt som at det kreves svært store og varige utslag i oljeprisen for at omfanget av overflytting av ressurser til offentlig og skjermet privat sektor skal bli omfattende nok til å gi vesentlig utslag på kronekursen. Samtidig kreves det at valutamarkedsaktørene har en betydelig horisont for sine investeringer.

Den tredje kanalen, oljeprisens effekt på norske konjunkturer, er, i motsetning til effektene via muligheter for en styrket offentlig og/eller skjermet privat sektor, direkte. Den har antagelig mindre tidsetterslep og er dessuten knyttet direkte til den nominelle valutakursen. Denne kanalen er dessuten knyttet til forhold på aksjemarkedet og ved investorenes tilpasning. Dette er faktorer som er viktige i forhold til det faktum at rundt 95 % av aktiviteten på valutamarkedet er knyttet til rene finansielle transaksjoner. Det virker derfor, intuitivt, sannsynlig at mesteparten av effekten av økt oljepris på kronekursen på kort sikt vil komme gjennom interessen for å investere i kronedenominerte formuesobjekter.

3.3 Likevektsbetingelser: udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet

Vi har så langt i denne oppgaven fokusert på hvordan forhold knyttet til markedsaktørenes tilpasninger kan være med på å drive valutakurser. Et sentralt punkt ved en slik tilnærming er at hvilke faktorer aktørene legger vekt på raskt kan endres. For å finne en langsiktig løsning for NOK/EUR-kursen, er det naturlig å ta utgangspunkt i teorier for udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet.

3.3.1 Udekket renteparitet

Udekket renteparitet (uncovered interest rate parity (UIP)) er en likevektsbetingelse mellom rente- og valutamarkedet. UIP er en likevektshypotese som innebærer at plassering til risikofri nominell rente i forskjellige valutaer må gi lik forventet avkastning når vi justerer for forventet depresiering og eventuelle risikopremier. For en liten valuta som den norske kronen vil man forvente at investorene krever en premie fordi begrenset likviditet kan gjøre det vanskelig og dyrt å selge seg ut på kort varsel, særlig i perioder med høy volatilitet i valutamarkedet. Bernhardsen og Røisland (2000) peker på at små valutaer har en empirisk tendens til å svekke seg i perioder med høy valutamarkedsvolatilitet, noe som blant annet kan sees som et uttrykk for en tidsvarierende risikopremie, z .

Ser vi bort fra risikopremier, vil UIP-relasjonen på logaritmisk form, noe forenklet, kunne skrives:

$$s_t = E_t(s_{t+1}) + (i - i^*)_t \quad (4)$$

der $(i - i^*)_t$ er den nominelle rentedifferansen overfor utlandet i perioden, i det følgende omtalt som *rentedifferansen*, og i teoridiskusjonen antatt å være positiv.

En interessant dynamikk er at dersom forventet fremtidig valutakurs på lang sikt holdes uforandret, vil en overraskende innenlandsk renteøkning, gitt UIP, være forenlig med en momentan appresiering etterfulgt av en forventet gradvis depresiering som sikrer at den

risikojusterte forventede avkastningen blir lik på tvers av valutaer. UIP er altså konsistent med at økt rentedifferanse gir en styrket, men depresierende NOK.

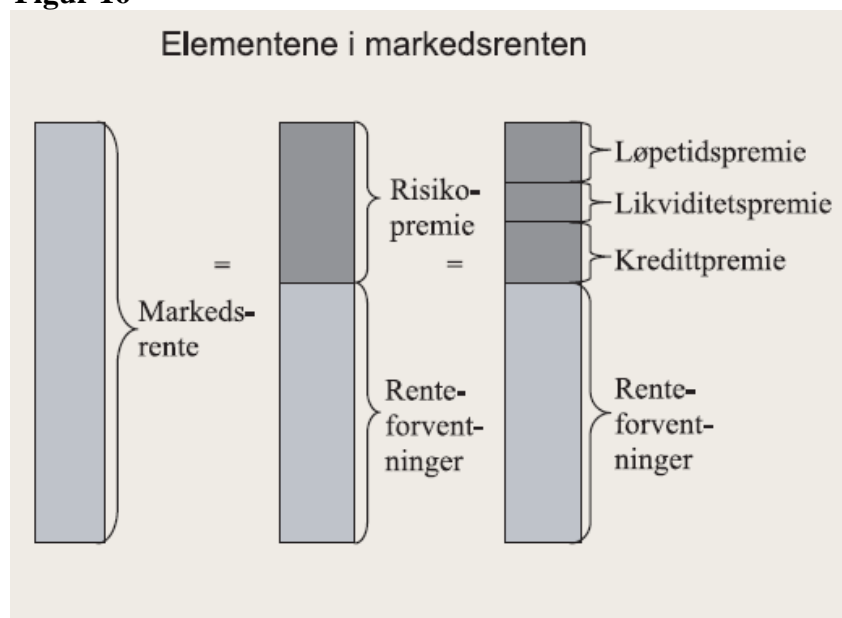
En alternativ tilnærming er å løse UIP-relasjonen for forventet prosentvis valutakursendring over perioden:

$$\Delta s_t^E = s_t - E_t(s_{t+1}) = (i - i^*)_t \quad (5)$$

Dette illustrerer at forventet prosentvis valutakursendring er gitt ved summen av rentedifferansen og risikopremien i perioden. Selv om det er viktig å presisere at UIP kun beskriver en likevektssammenheng i forventningsforstand, snarere enn å være et uttrykk for kausalitet, gir dette oss et teoretisk grunnlag for å teste nominell rentedifferanse i en økonometrisk kronekursmodell.

Tradisjonelt har valutakursmodeller for NOK inkludert korte renter, typisk 3-månedes pengemarkedsrenter. En teoretisk svakhet med disse modellene er at man ikke utnytter informasjonen som ligger i markedets renteforventninger ut over en kort horisont. Effekten av lange renter vil kunne være særlig relevant når sentralbanken signaliserer fremtidige renteendringer uten at foliorenten endres, eller når markedet av andre grunner forventer endringer i rentedifferansen overfor utlandet. Dette kan for eksempel være kvalitative aspekter ved sentralbankens kommunikasjon.

Figur 16

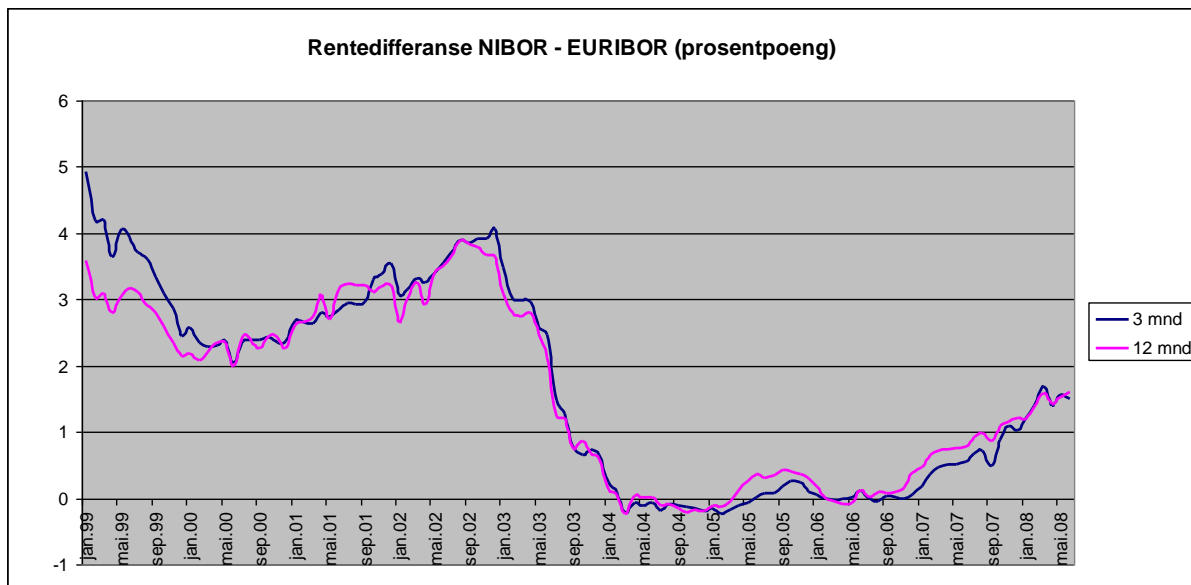


Kilde: Norges Bank

Pengemarkedsrenter kan dekomponeres i renteforventninger (over løpetiden) og et sett av risiko- og likviditetspremier, som illustrert i figur 16. Løpetidspremien er knyttet til risikoen for at renteendringer skal slå ufordelaktig ut for verdien av renteinstrumentet (dersom investeringshorisonten er kortere enn løpetiden), mens likviditetspremien avhenger av hvor vanskelig og kostbart det er å raskt selge seg ut av et instrument, og kredittpremien er knyttet til misligholdsrisiko (motpartsrisiko).

Dersom vi for illustrasjonens skyld antar at risikopremien i pengemarkedet over tid jevnt over ikke endres systematisk forskjellig på tre måneders og ett års horisont, gir utviklingen i pengemarkedsrentene med ulike løpetider, i tråd med forventningshypotesen, et uttrykk for markedets forventninger til fremtidige korte pengemarkedsrenter. Vi ser fra figur 17 at det har vært liten forskjell mellom rentedifferansen overfor utlandet på 3 og 12 måneders sikt gjennom det meste av analyseperioden. Estimert på månedlige data er korrelasjonskoeffisienten 0,98, og det at de to seriene følger hverandre svært tett, er en mulig forklaring på hvorfor tidligere studier ikke får signifikante estimater ved å inkludere begge målene på rentedifferansen (se for eksempel Naug (2003)).

Figur 17



Kilde: Thomson Datastream

3.3.2 Kjøpekraftsparitet

Utgangspunktet for kjøpekraftsparitetshypotesen (PPP) er absolutt PPP (APPP) som sier at en vare (-kurv) skal koste det samme i felles valuta i alle markeder, den såkalte law of one price (LOOP). Mer relevant for valutakursmodellering i praksis er relativ kjøpekraftsparitet (RPPP). Harmonisert konsumprisindeks (HICP) er et prismål som er velegnet for internasjonale sammenligninger. Vi bruker annualisert månedlig endring i HICP for Norge og Eurosonen som mål på inflasjon. Ved å ta utgangspunkt i prisindekser (snarere enn absolutt prisnivå), modellerer vi i realiteten RPPP. RPPP kan best beskrives med utgangspunkt i realvalutakursen. På ln-form (små bokstaver) er realvalutakursen gitt ved:

$$q_t = s_t + p_t^* - p_t \quad (6)$$

RPPP er konsistent med at realvalutakursen er konstant over tid og innebærer at endringer i den nominelle valutakursen er sammenfallende med endringer i det relative prisnivået ute og hjemme, det vil si inflasjonsforskjellen. Ved å normalisere realvalutakursen, Q , til 1 kan den nominelle kursen skrives som:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (7)$$

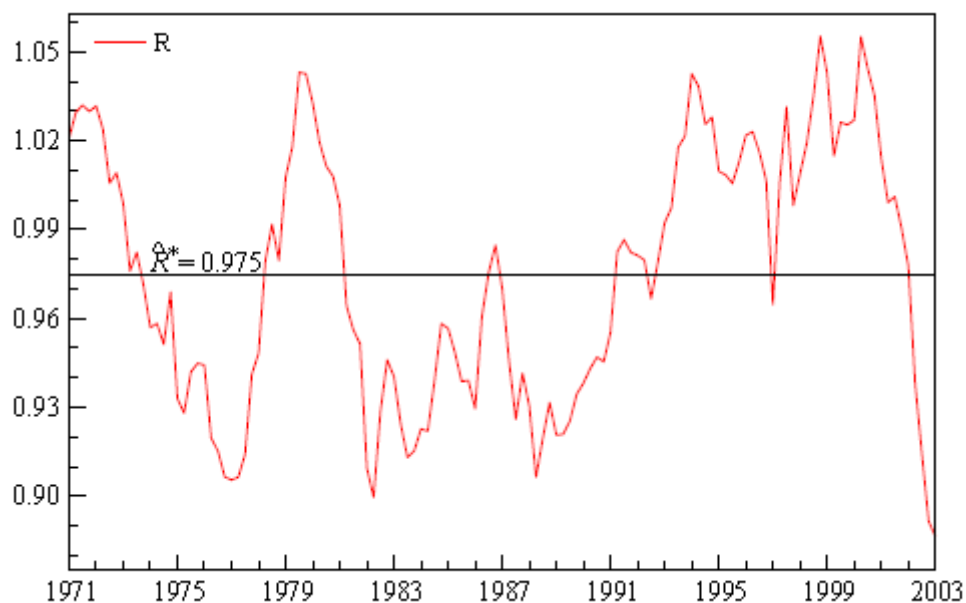
Konkret innebærer RPPP at vi vil forvente at en høyinflasjonsvaluta vil depresiere over tid og i takt med inflasjonsdifferansen uten at APPP nødvendigvis holder i utgangspunktet. I det følgende bruker vi begrepet kjøpekraftsparitet i betydningen RPPP dersom ikke annet er nevnt. En dynamisk tilnærming til PPP er å åpne for avvik fra likevektskursen, og at kursen gradvis beveger seg tilbake mot likevekt (inntil nye sjokk ikke oppstår). Bernhardsen (2008) viser med et slikt utgangspunkt at vi ved å kombinere UIP og PPP kan skrive valutakursen som:

$$s_t = (p - p^*)_t + w(i - i^*)_t \quad (8)$$

der w ($w < 0$) er et mål på hvor raskt kursen beveger seg tilbake mot likevekt.

Akram (2003) finner empirisk støtte for RPPP for NOK i perioden januar 1971 – april 2002 i den forstand at handelsvektet realvalutakurs har en tendens til å vende tilbake til likevekt – approksimert med gjennomsnittsverdien for perioden – over tid. Sammenhengen er illustrert i figur 18, og svingningene rundt likevekt – gitt ved en realvalutakurs på 0,975 – synes å stemme godt overens med en dynamisk fortolkning av RPPP. Dette innebærer i så fall at avvik fra langsiktig likevekt har en informasjonsverdi i den forstand at slike avvik tenderer til å reverseres på sikt. En slik tendens til langsiktig mean reversion i realvalutakursen impliserer at prisnivå vil være en faktor i bestemmelsen av langtidsløsning (likevekt) for kronekursen.

Figur 18



Kilde: Norges Bank

De empiriske resultatene er imidlertid ikke entydige, og andre studier har ved bruk av andre tidsvinduer og mål på realvalutakurs ikke funnet signifikant støtte for at RPPP holder for NOK. Andre empiriske studier viser at man for gitte sampleperioder må supplere uttrykk 8 med andre variabler, som oljeprisen, for å få et stasjonært uttrykk for valutakursen (og som dermed egner seg som et uttrykk for langsiktig likevektskurs) (for en oversikt, se Bernhardsen (2008)). Bernhardsen (2008) påpeker samtidig at prisdifferansen mellom Norge og utlandet har hatt liten effekt på kronekursen i perioder med lav og stabil inflasjon i Norge og utlandet, som eksempelvis i perioden med fleksibel inflasjonsstyring. Gitt den lave og forholdsvis stabile inflasjonen som har vært i både eurosonen og Norge gjennom analyseperioden vil vi forvente at effekten av bevegelse mot likevekt i beste fall er svak (lang underliggende halveringstid for sjokk), slik at det, gitt datasettet, kan være vanskelig å fange opp PPP-effekter i modelleringen. Dette kan være en mulig forklaring på hvorfor eksempelvis Naug (2003) ikke inkluderer prisnivå i modelleringen av kronekursen.

4. Empirisk analyse og økonometriske utfordringer

4.1 Økonometriske utfordringer ved samplet

4.1.1 Simultanitetsproblemet

Bjørnstad og Jansen (2006) peker på at kronen reelt sett fikk flyte først fra og med 1999 etter valutauroen høsten 1998. Frem til 1999 ble renten brukt til å kontrollere kronekursen, noe som innebar at kronekursen og rentedifferansen overfor utlandet ble simultant bestemt. I økonometrisk forstand er simultanitet en underkategori av endogenitet, som rent teknisk innebærer at en eller flere forklaringsvariabler er korrelert med (det underliggende) feilleddet (i populasjonen). Endogenitet medfører at OLS-estimatoren generelt er forventningsskjev (biased) og inkonsistent. Det er særlig viktig å presisere at selv om bare én av forklaringsvariablene i en multippel regresjonslikning er endogen, vil alle koeffisientestimatene være forventningsskjeve. Det er ikke mulig å si noe generelt om retningen på, og graden av, forventningsskjevheten i estimatorene i en modell som inkluderer simultant bestemte variabler (selv om slike generelle vurderinger kan foretas ved andre former for endogenitet). En løsning på simultanitetsproblemet er å bruke en simultan flerlikningsmodell (SEM) for rente og kronekurs, som man estimerer med instrumentvariabelteknikker som 2SLS eller 3SLS¹⁰.

Også under fleksibel inflasjonsstyring vil renten og rentedifferansen kunne være endogen i den grad sentralbanken tar høyde for kronekursens effekt på realaktiviteten i økonomien. Denne sammenhengen vil antagelig være svak (graden av endogenitet) fordi sammenhengen mellom rentedifferanser og valutakurs er langt fra perfekt, samtidig som Norges Bank synes å ha lagt relativt lite vekt på kronekursen, jfr den omfattende debatten i forbindelse med kronestyrkingen i 2002 og også i den senere tid (se for eksempel Dagens Næringsliv, 04.10.07 s 20-21 "Får kritikk for kronekursen"). Selv om sentralbanken uttaler at man tar hensyn til kronekursen, eksempelvis i bestemmelsen av rentebanen (Holmsen et al., 2007), er man bevisst på at pengepolitikkenes langsiktige rolle er å gi økonomien et nominelt anker. Det at tidligere visesentralbanksjef Jarle Berge kommenterer den svært omdiskuterte beslutningen

¹⁰ 3SLS er en mer effisient estimator enn 2SLS, men metoden er mer sårbar fordi spesifikasjonsfeil i en ligning kan påvirke estimatene i de øvrige ligningene i systemet.

om å heve renten i juli 2002 som "our finest moment", og "Norges Bank på sitt beste" (Isachsen, 2008), er et tydelig signal om sentralbankens evne (politisk uavhengighet) og vilje til å bruke renten dersom inflasjonsmålets troverdighet står i fare for å svekkes.

Samtidig virker det ikke å være kutyme for bruk av instrumentvariabelteknikker i enkle økonometriske kronekursmodeller. På bakgrunn av den pengepolitikken Norges Bank faktisk har ført i analyseperioden, og den tilhørende debatten, virker det forsvarlig å estimere en en-ligningsmodell for kronekursen for perioden med fleksibel inflasjonsstyring.

4.1.2 Endret pengepolitisk mandat – reversert kausalitet

Målet med enhver økonometrisk modell er å finne ceteris paribus-estimer på sammenhenger mellom en avhengig og et sett av uavhengige variabler som danner utgangspunkt for å avvise eller ikke avvise ("akseptere") et sett av hypoteser. Gitt at alle relevante faktorer er inkludert, gir koeffisientestimatene i en regresjonsanalyse uttrykk for rene ceteris paribus statistiske partialsammenhenger mellom den avhengige variabelen og den enkelte uavhengige variabel. Slike statistiske sammenhenger impliserer imidlertid ikke nødvendigvis kausalitet. I modelleringen er det derfor viktig å være bevisst på hvilken retning eventuell kausalitet teoretisk sett går i. Under et pengepolitisk regime kjennetegnet ved fleksibel inflasjonsstyring og flytende valutakurs tenker man seg at det eksisterer en kausal effekt av rentedifferanser (mellom valutaer) på valutakursendringer via udekket renteparitet.

Norges Banks mandat ble formelt endret fra et valutakursmål til fleksibel inflasjonsstyring i mars 2001. Fleksibel inflasjonsstyring innebærer at sentralbanken i sin utøvelse av pengepolitikk tar hensyn til mål for både inflasjonsutviklingen og den realøkonomiske aktiviteten i økonomien. Det er vanlig å modellere fleksibel inflasjonsstyring med at sentralbanken setter renten slik at den minimerer en tapsfunksjon som avhenger av hvor mye inflasjon, realøkonomisk aktivitet, samt eventuelle andre relevante variabler, avviker fra målet. Til grunn for en slik tilnærming til pengepolitikk ligger en ny-keynesiansk antagelse om nominell pristregghet, som innebærer at nominelle renteendringer på kort sikt slår ut i realøkonomien gjennom at realrenten endres. Under fleksibel inflasjonsstyring og flytende valutakurs bruker sentralbanken dermed renten til å påvirke realøkonomisk aktivitet og inflasjon.

Fastkurs

I en liten, åpen økonomi som den norske vil sentralbanken under et kursmålssystem (fastkurs) være forsiktig med å endre renten uavhengig av andre land, fordi selv små rentedifferanser overfor utlandet vil føre til betydelige valutastrømmer og tilhørende appresierings- eller depresieringspress på kronen. Bjørnstad og Jansen (2007) peker på at sentralbanken under et fastkurssystem normalt først vil bruke renteendring til valutakursstyring dersom direkte markedsintervensjoner ikke har vært tilstrekkelig til å stabilisere kursen. Dette betyr at renteendringer ventes å følge valutakursendringer. Det er altså en grunnleggende kvalitativ forskjell mellom hvordan sentralbanken bruker renten i de to regimene.

Fleksibel inflasjonsstyring

Med overgangen til fleksibel inflasjonsstyring ble dermed den (i teorien) kausale sammenhengen mellom rente og valutakurs snudd. Mens sentralbanken under fastkurssystemet vil øke renten som en (kausal) effekt av depresieringspress mot kronen, vil man i et pengepolitisk regime kjennetegnet ved flytende valutakurser og fleksibel inflasjonsstyring forvente at høyere kronerente gjør plasseringer i NOK mer attraktive, noe som gir seg utslag i appresieringspress mot kronen. Dette innebærer at det med flytende kurser går en teoretisk fundamentert kausal effekt fra høyere NOK-rente til høyere forventet kronekurs, ceteris paribus. Den initielle appresieringen vil i teorien – dersom risikopremier og forventet fremtidig valutakurs forutsettes uforandret – bli etterfulgt av en forventet gradvis depresiering som sikrer at risikojustert avkastning blir lik på tvers av valutaer.

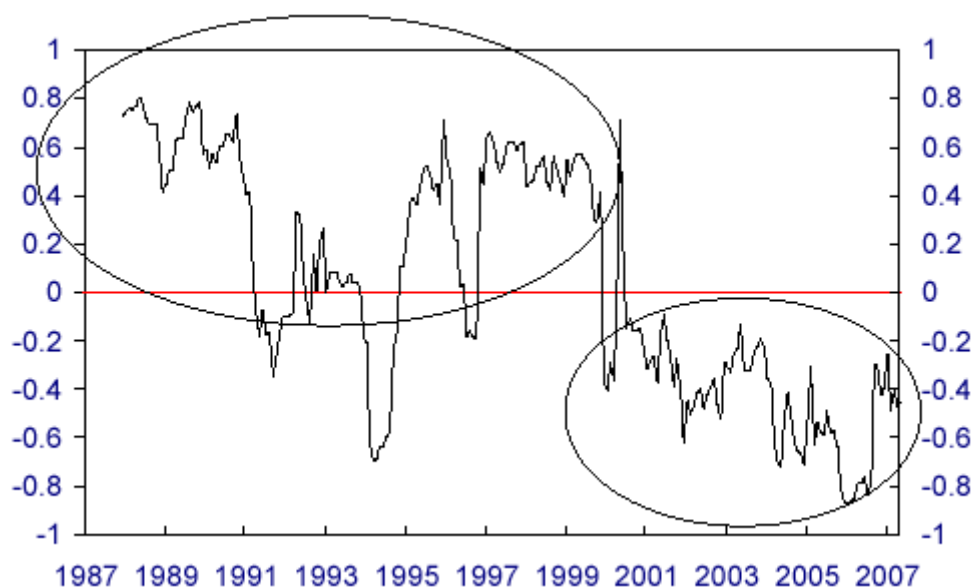
Reversert kausalitet – Figurbetraktninger

Selv om fleksibel inflasjonsstyring formelt ble innført i Norge først i 2001, påpeker Bjørnstad og Jansen (2006) at Norges Bank allerede fra og med januar 1999 tolket sitt mandat som et fleksibelt prisstigningsmål. Figuren under viser ett års glidende korrelasjon mellom endring i Konkurransekursindeksen (KKI) og endring i tremåneders rentedifferanse mot utlandet (vektet i samsvar med KKI) ($\text{Corr}(\Delta\text{KKI}, \Delta\text{rdiff})$), med månedstall for perioden januar 1987 – mars 2008¹¹. Høyere KKI ($\Delta\text{KKI} > 0$) innebærer en kronesvekkelse, mens høyere rentedifferanse ($\Delta\text{rdiff} > 0$) innebærer relativt høyere kronerente. Selv om figuren kun viser

¹¹ Endringsform løser problemer med eventuell ikke-stasjonaritet i dataene.

rene korrelasjoner, og dermed er sårbar for effekter fra andre variabler, virker det å gå et nokså klart og systematisk skille fra og med 1999. Rent visuelt gir dataene empirisk støtte til at omleggingen av pengepolitikken i Norge har endret dynamikken i kronekursutviklingen.

Figur 19



Kilde: Norges Bank

Før 1999 viser figur 19 at det jevnt over er en negativ korrelasjon mellom endringen i rentedifferansen og endringen i kronekursen. En svakere norsk krone (høyere KKI) tenderte til å sammenfalle med en høyere norsk rente (og omvendt). Dette er som forventet i et fastkursregime fordi sentralbanken vil sette renten opp ved depresieringspress og ned ved appresieringspress for å holde kronekursen stabil.

De endrede korrelasjonene kan tyde på at markedsaktørene raskt oppfattet Norges Banks nye tilnærming til pengepolitikken, og forventet at renten ikke ville bli brukt til å styre kronekursen i samme utstrekning som tidligere. En slik forståelse i markedet innebærer i praksis at retningen på det, i teorien, kausale forholdet mellom rentedifferanser og valutakurs ble endret allerede fra og med 1999. Mens depresieringspress mot NOK tidligere ledet sentralbanken til å øke styringsrenten, gikk nå kausaliteten motsatt vei og med motsatt fortegn.

Det endrede pengepolitiske mandatet, fleksibel inflasjonsstyring, som ble formelt innført i 2001, men som hadde praktisk effekt fra 1999, virker å ha endret den fundamentale sammenhengen mellom rente og valutakurs. Fra et empirisk, så vel som et teoretisk, perspektiv kan vi derfor ikke ha tillit til en økonometrisk modell som inkluderer data fra perioden før og etter 1999 som ikke spesifikt tar hensyn til endringen i pengepolitisk regime.

4.1.2.1 Modellerings tekniske implikasjoner

Man kunne i utgangspunktet tenke seg at man enkelt kunne løse problemet med endret kausalitet ved å inkludere en indikatorvariabel ("dummy") for data før 1999 som man interagerer med rentedifferansen. Imidlertid innebærer skiftet av pengepolitisk regime at samspillet mellom alle relevante variabler er endret. Dersom eksempelvis høy oljepris skapte appresieringspress mot NOK, ville sentralbanken, under et fastkurssystem, svare med en mer ekspansiv pengepolitikk for å holde kronekursen stabil. Under et fleksibelt inflasjonsmål, derimot, vil sentralbanken først reagere dersom den høye oljeprisen svekker sentralbankens tpsfunksjon gjennom effekter på inflasjon og/eller realøkonomisk aktivitet.

En tilsvarende logikk må gjelde alle høyresidevariabler som har en signifikant effekt på valutakursen fordi endringer i enhver faktor som påvirker kursen, vil bli møtt med sentralbankintervensjoner under et fastkurssystem. Det at sentralbankens rolle og reaksjonsmønster i forhold til valutakursendringer er grunnleggende forskjellig i de to regimene, innebærer ikke at den underliggende kausaliteten er endret (med unntak av samspillet mellom rentedifferanser og valutakurser). Derimot innebærer regimeskiftet at sentralbanken har et annet syn på hvor sterkt utslag endringer i en faktor som eksempelvis oljepris skal tillates å gi i kronekursen. Den avgjørende forskjellen ligger altså i hvordan sentralbanken reagerer på appresierings- og depresieringspress mot kronen.

En teoretisk holdbar kronekursmodell som inkluderer perioden før og etter 1999 vil dermed måtte inkludere indikatorvariabler for pengepolitisk regime (regimedummier) interagert med hver av de uavhengige variablene. I praksis er dette ekvivalent med å estimere to separate modeller – en for hvert pengepolitiske regime. Bjørnstad og Jansen (2007) bruker en slik tilnærming, og finner kvalitative og kvantitative forskjeller i hvordan ulike faktorer påvirker NOK/EUR-kursen i de to regimene. Imidlertid vil en slik dummytilnærming gjøre modellen mer uoversiktlig – og uansett ikke bidra til å redusere standardfeilene i parameterestimaten

fordi utvalgsstørrelsen (for dagens regime) ikke øker. Vi har derfor i denne oppgaven valgt å fokusere analysen på perioden fra og med 1999.

4.1.3 Stasjonaritetsproblemer

Standard økonometriske metoder, som minste kvadraters metode (ordinary least squares (OLS)), krever blant annet at tidsseriene som inngår i modelleringen er stasjonære og svakt avhengige (weakly dependent) for at estimatorene skal være konsistente.

For vårt formål kan vi definere en tidsserie som stasjonær når dens forventning, varians og autokovarians (for et gitt antall lags) er tidsuavhengig. En mer generell beskrivelse av stasjonaritet er at serien har de samme statistiske egenskapene langs hele tidsaksen. En intuitiv økonomisk tolkning av (stokastisk) ikke-stasjonaritet er at eksogene sjokk er persistente og skaper en ny likevekt slik at serien ikke vender tilbake til opprinnelig likevekt over tid. Ikke-stasjonaritet er dermed konsistent med stokastiske trender i dataene.

Dickey-Fuller-tester på stasjonaritet

En tidsserie som er stasjonær og svakt avhengig betegnes som integrert av orden null ($I(0)$). Generelt betegner vi en tidsserie som må differensieres n ganger for å bli $I(0)$ (det vil si at den inneholder n enhetsrøtter), som $I(n)$. I praksis er i følge Brooks (2002) de fleste finansielle variabler $I(1)$, og vi bruker derfor augmented Dickey-Fuller-tester (ADF-tester) for å teste tidsseriene for ikke-stasjonaritet.

Fordi valutakurstestene som følger senere generelt viser at rentedifferansen på 12 måneder ikke er signifikant i modeller der korte rentedifferanser er inkludert, presenterer vi, for oversiktlighetens skyld, ikke ADF-testene for tolv månedersrenter. Tilsvarende gir aksjemarkedsavkastning for den siste måneden lite interessante resultater når seks måneders avkastning er inkludert.

Signifikante lags av den enkelte variabel er tatt med i testene for å minimere problemer knyttet til seriekorrelasjon i restleddet. Fordi de kritiske verdiene for ADF-testene avhenger av hvordan testen er spesifisert, presenterer vi MacKinnons tilnærmede p -verdier, heller enn t -verdier, for den enkelte test dersom det ikke er avvik av betydning mellom disse målene.

4.2 Empirisk analyse

4.2.1 Variablene i modellen

Alle modeller er estimert på månedsdata, og dataene er målt ved inngangen til hver måned. Toppskrift * indikerer at variabelen gjelder eurosonen. For øvrig er variablene definert ved:

- nokeur: Den naturlige logaritmen (\ln) til NOK/EUR-kursen (europeisk notasjon)
- S&P(6): Prosentvis avkastning for S&P 500 siste seks måneder, justert for utbytte, ikke-annualisert.
- p: \ln til prisnivået målt ved harmonisert konsumprisindeks (HICP). Indeksen er normalisert til 100 i inngangen til sampleperioden.
- vix: \ln til CBOE Volatility Index for S&P 500 (VIX).
- $\sigma(\text{nokeur})$: annualisert standardavvik for NOK/EUR kursen siste måned (i prosent av forrige måneds kurs).
- oljepris: \ln til spot oljepris, Brent Blend mål i USD.
- I: tremåneders pengemarkedsrente (NIBOR for NOK, EURIBOR for EUR).

I tillegg definerer vi tre ulike interaksjonstermer knyttet til finansinvestorenes tilpasning i markedet:

- Carry: er forholdet mellom rentedifferansen og siste måneds valutakursvolatilitet; $(I - I^*) / \sigma(\text{nokeur})$. Denne variabelen knytter seg opp mot teoridiskusjonen rundt carry trade i den forstand at rentedifferanser er antatt å være mer attraktive å utnytte når valutakursvolatiliteten, og dermed risikoen, er lav.
- $\text{S\&P}(6) * (I - I^*)$: er aksjemarkedsutvikling interagert med rentedifferansen, som definert over. Variabelen har utgangspunkt i teoridiskusjonen om porteføljeallokering, og kan sees som et mål på hvor attraktivt det er å holde en høyrentevaluta relativt til aksjer.
- $\text{vix} * (I - I^*)$: er \ln til VIX ganger rentedifferansen, som definert over. Det teoretiske fundamentet for variabelen er knyttet til investorenes risikoaversjon idet høyere

forventet aksjemarkedsrisiko vil kunne gjøre det mer attraktivt å utnytte rentedifferanser mellom valutaer.

4.2.2 ADF-tester for stasjonaritet

Tabell 1 gir en oversikt over variabler der nullhypotesen om ikke-stasjonaritet blir klart avvist av ADF-testene på relevante signifikansnivåer. Testene er estimert uten trend, men med en konstant. Det er som forventet at aksjemarkedsavkastning er $I(0)$ fordi den er gitt ved førstedifferensen til (den naturlige logaritmen til) aksjeindeksen. Tilsvarende stemmer det formelle testresultatet for valutakursvolatilitet godt med figur 8 som antyder at serien ikke har en enhetsrot.

Tabell 1: ADF-tester

Variabel	#Lags	#Observasjoner	P-verdi (MacKinnon)
S&P(6)	5	106	0,0125
S&P(6)*(I-I [*])	2	109	0,0003
$\sigma(\text{nokeur})$	2	109	0,0004

Tabell 2 viser tidsserier der dataene ikke gir grunnlag for å forkaste nullhypotesen. Ln for oljeprisen er testet med en lineær trend, da oljeprisen på nivåform synes å ha hatt en konveks trend over analyseperioden, jfr. figur 12. Med unntak av *nokeur* og *vix* er p-verdiene til dels svært høye. Ser vi nærmere på testen for *vix*, gir den en t-verdi på -2,197, mens 5 % - grensen for den aktuelle Dickey-Fuller-fordelingen er -2,889. For *nokeur* er den estimerte p-verdien 17,12 %, mens den absolutte t-verdien er 2,302, og den kritiske grensen på 10 % -nivå er 2,579. Resultatene er i så måte noe marginale, men eurnok må behandles som ikke-stasjonær. Selv om ADF-testen er kjent for å ha lav styrke (se for eksempel Wooldridge (2006)), gir dataene ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet i seriene i tabell 2.

Tabell 2: ADF-tester

Variabel	#Lags	#Observasjoner	P-verdi (MacKinnon)
nokeur	5	106	0,1712
(p-p [*])	4	107	0,8772
vix	2	109	0,2072
vix*(I-I [*])	3	108	0,5681
oljepris	2	109	0,5204
(I-I [*])	2	109	0,4586
Carry	3	108	0,5468

Fordi variablene i tabell 2 er ikke-stasjonære, kan de ikke uten videre inkluderes i en standard økonometrisk modell. Vi tar derfor førstedifferansen av seriene for å undersøke om de er I(0) på endringsform. Dette kan sees på som en test på om tidsseriene er I(1) eller om de har to eller flere enhetsrøtter, da en ikke-stasjonær serie som er I(0) på endringsform per definisjon må være I(1). Resultatene av testene av de ikke-stasjonære seriene på endringsform er gjengitt i tabell 3, der vi benevner førstedifferansen av variabel X som D.X. Testene er kjørt med konstantledd, uten trend.

Tabell 3 ADF-tester

Variabel	#Lags	#Observasjoner	P-verdi (MacKinnon)
D.nokeur	3	107	0,0000
D.(p-p [*])	2	110	0,0277
D.vix	3	107	0,0000
D.(vix*(I-I [*]))	3	107	0,0048
D.oljepris	3	107	0,0000
D.(I-I [*])	2	108	0,0001
D.Carry	3	107	0,0000

Dataene gir klart grunnlag for å avvise nullhypotesen om ikke-stasjonaritet for hver av seriene i tabell 3. Den mest marginale av testene er (p-p^{*}), med en MacKinnon p-verdi på 0,0277. T-

verdien for testen er -3,085, mens den 5 % kritiske grensen for den aktuelle Dickey-Fuller-fordelingen er -2,889. Vi forkaster dermed nullhypotesen på 5 % - nivå.

Resultatene betyr at seriene i tabell 2 er $I(1)$. Seriene har like fullt interessante tolkninger på endringsform. Endringen i differansen i prisnivå mellom de to valutaene ($D.(p-p^*)$) kan sees som et uttrykk for inflasjonsdifferansen mellom Norge og eurosonen i perioden. $D.vix$ og $D.oljepris$ er på logaritmisk form, og vil dermed ha tolkning som prosentvise endringer i en økonometrisk modell.

4.2.3 Kointegrasjon og feiljusteringsmodellering

Vi har sett at dersom vi differensierer en $I(1)$ -variabel én gang vil den bli $I(0)$, og dermed direkte implementerbar i en standard økonometrisk modell. På bakgrunn av ADF-testene kan seriene i tabell 3 brukes direkte i en OLS-modell. Samtidig er det viktig å være bevisst på forskjellene mellom modeller på endrings- og nivåform, særlig det faktum at modeller på endringsform normalt ikke er egnet til å si noe om utviklingen på lang sikt. I en økonometrisk modell vil tidsserier på endringsform ikke være del av noen langtidsløsning. I økonometrisk forstand er en langtidsløsning kjennetegnet ved at alle variablene er konstante over tid slik at differanseledd forsvinner.

Dersom et sett av tidsserier er kointegrert, eksisterer det en langsiktig likevekt mellom dem. Selv om det kan være betydelige avvik fra likevekt på kort sikt, vil avvik ha en tendens til å reverseres, noe som kan modelleres i en vektorfeiljusteringsmodell (vector error correction modell (VECM)). Et sett av $I(1)$ -variabler er kointegrert dersom det finnes en lineær kombinasjon (kointegrasjonsvektor) av seriene som er $I(0)$. Et naturlig utgangspunkt for å teste for kointegrasjon er teoridiskusjonen rundt UIP og PPP som likevektsbetingelser, mens Bjørnstad og Jansen (2007) finner at også oljeprisen må inkluderes for å få en stasjonær kointegrasjonsvektor for NOK/EUR-kursen for deres sample.

Første steg i å utvikle en VECM er å bestemme hvor mange lags som bør brukes i den vektor autoregressive (VAR) spesifikasjonen. For den potensielle kointegrasjonsvektoren mellom $I(1)$ -variablene $nokeur$, $(I - I^*)$ og $(p - p^*)$, tilsier minimering av Akaike (AIC) og Schwarz's Bayesian (SBIC) informasjonskriterier at en VAR(1) bør benyttes. Med utgangspunkt i en

modell med ett lag gir trace-testen for kointegrasjon i Johansen-rammeverket en teststatistikk på 46,56, mens den kritiske grensen på 5 % - nivå er 47,21 for testen, noe som innebærer at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om at variablene ikke er kointegrert.

På tilsvarende måte har vi testet for kointegrasjon med utgangspunkt i en ren PPP-hypotese og en hypotese som kombinerer UIP og PPP (se for eksempel Bjørnstad og Jansen (2007)), uten at dataene gir støtte til en alternativhypotese om en eller flere kointegrasjonsvektorer. I praksis betyr dette at vi, gitt dataene og testene, ikke har grunnlag for å si at det eksisterer langsiktige likevektsforhold i de spesifiserte modellene.

En mulighet er å ta en ren UIP-forutsetning, noe som tilsier en kointegrasjonsvektor for *nokeur* og rentedifferansen ($I - I^*$) lik $[1 \ 1]$. AIC og SBIC tilsier at vi estimerer en modell med ett lag. Trace-testen avviser nullhypotesen om at seriene ikke er kointegrert med en trace-statistikk på 24,94, sammenlignet med en kritisk grense på 5 % - nivå på 15,41. Trace-testen indikerer at variablene er kointegrert på 5 % - nivå, med en trace-statistikk på 2,28, mens den kritiske grensen er 3,76.

På grunnlag av trace-testen estimerer vi en bivariat VECM med en konstant, men uten trend, der vi lar Johansen-normalisering bestemme kointegrasjonsvektoren. Den estimerte kointegrasjonsvektoren for *nokeur* og ($I - I^*$) er lik $[1 \ 0,02]$. Koeffisienten for ($I - I^*$) har en p-verdi på 0,000 og et 95 % konfidensintervall på (0,01 , 0,03). Dette betyr at testen ikke gir støtte til UIP, idet koeffisienten er signifikant forskjellig fra 1. Samtidig gir testen om ikke annet en signifikant koeffisient med riktig fortegn som langtidsløsning der en høyere rentedifferanse sammenfaller med en sterkere NOK.

4.2.3.1 Statistiske tester av spesifikasjonen

En separat ADF-test for kointegrasjonsleddet med 2 lags er signifikant på 1 % - nivå, noe som antyder at kointegrasjonsvektoren gir et stasjonært uttrykk for den estimerte langtidssammenhengen mellom kronekursen og rentedifferansen. Selv om vi har funnet en kointegrasjonsvektor mellom *nokeur* og ($I - I^*$), er det viktig å være klar over at modellen kan være sårbar overfor spesifikasjonsfeil, særlig knyttet til seriekorrelasjon i residualene og ikke-normalitet i (det underliggende) feilleddet.

Autokorrelasjon

En Lagrange-multiplikatortest (LM-test) gir følgende p-verdier for en nullhypotese om ingen autokorrelasjon på ulike lags:

Tabell 4: LM-test for autokorrelasjon

Lag	P-verdi
1	0,051
2	0,001
3	0,827
4	0,626

Testen viser klart at det er seriekorrelasjonsproblemer for lag 1 og 2, noe som kan gjøre estimatorene forventningsskjeve gitt at vi har nokså få observasjoner. En mulig måte å redusere seriekorrelasjon på er å øke antall lags i VAR-modellen. Når vi øker antall lags synes likevel autokorrelasjonsproblemet ikke å bli redusert (ikke rapportert). Vi velger derfor å beholde den opprinnelige spesifikasjonen, men er bevisst på at seriekorrelasjon kan utgjøre et problem.

Normalfordelte feilledd

Metoden bak estimering av kointegrasjon bygger på normalfordelte feilledd, og vi bruker derfor en Jarque-Bera-test på normalfordeling. Testen har normalfordeling som nullhypotese og p-verdiene er gjengitt i tabell 5.

Tabell 5: Normalitet

Ligning	P-verdi	
D.nokeur	0,243	
D.(I-I [*])	0,000	
Begge	0,000	
Ligning	P-verdi	Skewness
D.nokeur	0,104	0,381
D.(I-I [*])	0,003	-0,704
Begge	0,003	
Ligning	P-verdi	Kurtose
D.nokeur	0,662	3,205
D.(I-I [*])	0,000	4,925
Begge	0,000	

Tabell 5 viser at feilleddene jevnt over ikke er normalfordelte, selv om resultatene er noe bedre for *nokeur* enn for $(I-I^*)$. Gitt utvalgsstørrelsen på 111 observasjoner vil fravær av normalitet likevel sannsynligvis være uproblematisk fordi estimatorene fortsatt er konsistente, jfr. sentralgrenseteoremet.

4.2.4 Modellbetraktninger

På bakgrunn av den statistiske testingen av modellspesifikasjonen går vi gjennom korttidseffektene i den økonometriske modellen. Den foretrukne modellen estimert på $I(0)$ -variabler er som følger:

Tabell 6: Avhengig variabel: $D.nokeur_t$

Uavhengig variabel _t	Koeffisient	P-verdi
$D.oljepris_t$	-0,0381	0,003
$D.(I-I^*)_t$	-0,0775	0,000
$D.(p-p^*)_t$	0,0016	0,166
$D.vix_t$	-0,0222	0,088
$D.(vix*(I-I^*))_t$	-0,0141	0,015
$D.Carry_t$	0,0138	0,000
$S\&P(6)*(I-I^*)$	0,0058	0,262
$eurnok_{t-1}$	-0,17	0,000
$(I-I^*)_{t-1}$	-0,0032	0,000
Konstantledd	0,37	0,000
Observasjoner: 111 R^2 : 0,3781		

Oljepris

Med ln til førstedifferansen til NOK/EUR som avhengig variabel gir ln av spot oljepris et parameterestimat på -0,038. Dette betyr at en oljeprisøkning på 1 % gir en ceteris paribus forventet appresiering av NOK med 0,038 % i korttidsløsningen. Dette er et punktestimat som stemmer nokså godt overens med hva andre modeller finner (se Bernhardsen (2008)). Med en p-verdi nær 0 er effekten av oljeprisendringer sterkt signifikant og i tråd med den teoretiske diskusjonen, der vi fant at oljeprisendringer slår ut nokså raskt i kronekursen.

Rentedifferansen

Endringer i rentedifferansen (målt ved tremåneders pengemarkedsrenter; NIBOR – EURIBOR) har en koeffisient på $-0,0775$, og er sterkt signifikant. Fortegnet for koeffisienten er som ventet idet høyere kronerente relativt til eurorenten gir sterkere NOK. Effekten virker likevel å være svak i absolutt forstand, da en økning i rentedifferansen med ett prosentpoeng gir en ceteris paribus kortsiktig kronestyrkelse på $0,0775$ %. Laggede verdier av endring i rentedifferansen gir ikke merforklaring, noe som kan tyde på at effekten kommer nokså umiddelbart (ikke rapportert).

Inflasjonsdifferanse

Punktestimatet for koeffisienten for endringen i inflasjonsdifferansen er på $0,0016$ (elastisitet), noe som kan antyde en viss tendens til at kronen svekker seg når inflasjonsforskjellen øker. Dette kan tyde på at realvalutakursen har en tendens til å holde seg stabil på kort sikt. Med en p-verdi på $0,166$ er effekten ikke statistisk signifikant. Endring i KPI-JAE-inflasjon er ikke signifikant, med en p-verdi nær 1 (ikke rapportert). Vi finner altså ingen effekt gjennom forventninger om høyere kronerente etter at vi kontrollerer for faktisk renteendring i perioden.

Aksjemarkedsvolatilitet

Modellen indikerer at høyere forventet aksjemarkedsvolatilitet tenderte til å sammenfalle med sterkere NOK i analyseperioden, med en elastisitet på $-0,02$. En mulig tolkning av dette er at valutaplasseringer blir relativt mer interessant når valutamarkedsrisikoen øker, slik at risikopremien på små valutaer som NOK faller. Variabelen er signifikant på $8,8$ % - nivå. Aksjemarkedsvolatilitet for seg selv må imidlertid også sees i sammenheng med aksjemarkedsvolatilitet interagert med rentedifferansen.

Interaksjonstermer:

Aksjemarkedsvolatilitet og rentedifferansen

Økt forventet aksjemarkedsvolatilitet i kombinasjon med høyere rentedifferanse har, i følge modellen, tendert til å gi en appresiering av kronen relativt til Euro på kort sikt, med en elastisitet på $-0,0141$. Med en p-verdi på $0,015$ er effekten klart statistisk signifikant. Det at økt risiko i aksjemarkedet kombinert med økende relativ kronerente har tendert til å gå sammen med sterkere kronekurs mot Euro, er konsistent med det teoretiske utgangspunktet for oppgaven, idet investeringer i en høyrentevaluta – som alternativkostnaden til

aksjemarkedsinvesteringer – er mer interessant når forventet risiko i aksjemarkedet øker. Fordi rentedifferansen var positiv gjennom det meste av analyseperioden, jfr. figur 17, kan en lignende logikk anvendes på nivåform, som var utgangspunktet for oppgaven.

Valutakursvolatilitet og rentedifferansen

Valutakursvolatilitet er ikke signifikant på egenhånd, og er derfor ikke inkludert i modellen, noe som kan tyde på at økt valutamarkedsvolatilitet i seg selv ikke er nok til å svekke NOK gjennom en risikopremie (ikke rapportert). Derimot er interaksjonsleddet mellom rentedifferansen og valutakursvolatilitet, som representerer carry trade i modellen, sterkt signifikant med en p-verdi tilnærmet lik 0. Imidlertid er fortegnet det motsatte av hva vi ville forvente ut fra teoridiskusjonen; høyere rentedifferanse relativt til valutarisiko har, i følge modellen, gått sammen med en svekkelse av NOK mot EUR. Det er vanskelig å finne en god forklaring på dette annet enn at NOK neppe har vært brukt i carry trade etter at rentedifferansen mot EUR gikk til null i begynnelsen av 2004. En annen mulig årsak kan være feilspesifisering av modellen, eksempelvis i form av utelatte variabler som kan være korrelert med valutakursvolatilitet, jfr. endogenitetsproblemet. En form for feilspesifisering kan være knyttet til svakheter i valg av mål på valutakursvolatilitet, idet vi på grunn av manglende datatilgang har benyttet historisk volatilitet heller enn en fremadskuende indikator basert på implisitt volatilitet.

Aksjemarkedsavkastning og rentedifferansen

En sentral del av det teoretiske utgangspunktet for denne oppgaven var å se aksjer og valuta som alternative investeringsobjekter i en portefølje. Fordi aksjemarkedsavkastning er klart ikke-signifikant på egenhånd (ikke rapportert), er variabelen ikke inkludert i den økonometriske modellen. Negativ aksjemarkedsavkastning var imidlertid ventet å gi særlig utslag på valutakursen i kombinasjon med en viss rentedifferanse. Punktestimatet for effekten av produktet (på nivåform) av aksjemarkedsavkastning (siste halvår) og rentedifferansen på prosentvis valutakursendring er 0,0058. Det positive punktestimatet er konsistent med teoridiskusjonen fordi negativ aksjemarkedsavkastning og positiv rentedifferanse (på nivåform) sammenfaller med en appresiering av kronen på kort sikt. Med en p-verdi på 0,262 er variabelen imidlertid ikke-signifikant. Variabelen er likevel med, blant annet fordi den synes å skape større stabilitet i andre variabler i modellen. Samtidig kan manglende signifikans også skyldes en viss grad av multikollinearitet gitt den negative korrelasjonen mellom aksjemarkedsavkastning og VIX, jfr. figur 7 og diskusjonen rundt denne.

5. Konklusjon

Utgangspunktet for denne oppgaven var en interesse for å teste empirisk om en nominell valutakurs – i vårt tilfelle representert ved norske kroner mot Euro – i praksis prises som et formuesobjekt. Hypotesen var at dersom investorene i tråd med klassisk finansiell porteføljeteori er opptatt av forventet avkastning og risiko i sin portefølje, så vil valutakursen gjenspeile det bidrag til forventet avkastning og risiko valutaen gir i porteføljen. I teorianalysen identifiserte vi hvordan nominell rente kan sees som en yield, mens valutakursvolatilitet kan brukes som et risikomål for valuta som investeringsobjekt. I tråd med porteføljetankegangen argumenterte vi for å bruke avkastning og risiko i aksjemarkedet både som et mål på alternativkostnader ved valutainvesteringer, men også som en tilnærming til en markedsportefølje som valuta kan måles opp mot. I teoridiskusjonen var vi opptatt av å bruke empirisk innsikt til å vurdere hvordan markedsaktørene kunne tenkes å reagere på faktorer som volatilitet og gevinstmuligheter i aksje- og valutamarkedet, for eksempel gjennom strategier som carry trade.

De empiriske resultatene er blandet, men korttidssammenhengene vi finner er det som er av størst interesse i forhold til det teoretiske utgangspunktet. Dette betyr samtidig at forklaringsgrad – selv for historisk utvikling – reduseres. Likevel har faktorer som er brukt i lignende modeller tidligere – som oljepris og rentedifferanser – effekter i våre tester som passer til dels godt overens med etablerte resultater. Noen av de nye variablene vi ønsket å teste ut, særlig knyttet til carry trade, hadde imidlertid signifikant effekt, men med uventet fortegn. Valutakursvolatilitet – slik vi hadde definert det – viste seg å ikke ha noen signifikant korttidseffekt på valutakursen. Dette var overraskende gitt det teoretiske fundamentet, men resultatene kan like gjerne skyldes økonometrisk feilspesifisering som at teorien var grunnleggende feil. Empirien gir derimot støtte til andre deler av porteføljetilnærmingen gjennom at rentedifferanser synes å få særlig utslag i valutakursen når forventet risiko i aksjemarkedet øker; da kan plasseringer i en høyrentevaluta fremstå som et attraktivt alternativ.

6. Litteratur:

Akram, Q. F. (2003), "Real equilibrium exchange rates for Norway", ch. 4 i Eitrheim & K. Guldbrandsen (eds) *Explaining movements in the Norwegian exchange rate*, Norges Bank Occasional Papers no 32

Authers,. (April 5th 2008), Long view: "Imagine the worst and then prepare your strategy", Financial Times, p 16

Bailliu, J. & M. R. King (2005), "What Drives Movements in Exchange Rates?", Bank of Canada Review, Autumn 2005

Bank for International Settlements (2007), "Triennial Central Bank Survey: Foreign exchange and derivatives market activity in 2007", BIS, Basel

Bernhardsen, T. (2008), "Simple cross-check models for the krone exchange rate", Norges Bank Staff Memo, no 1 2008"

Bernhardsen, T. & Ø. Røisland (2000), "Hvilke faktorer påvirker kronekursen?", Penger og Kreditt 3/00, Norges Bank

Bjørnland, H. C. & H. Hungnes (2006), "The Importance of Interest Rates for Forecasting the Exchange Rate", Journal of Forecasting, 25, s 209–221

Bjørnstad, R. & E. S. Jansen (2007), "The NOK/euro exchange rate after inflation targeting: The interest rate rules", Discussion Papers No. 501, May 2007, Statistisk Sentralbyrå

Bjørnstad, R. & E. S. Jansen (2006), "Valutakursutviklingen etter 31. mars 2001: Renta bestemmer det meste", Økonomiske Analyser 6/2006, Statistisk Sentralbyrå

Brooks, C. (2002), "Introductory econometrics for finance", Cambridge University Press, Cambridge

Brousseau, V. & F. Scacciavillani (1999), "A global hazard index for the world foreign exchange markets", Working Paper no. 1, European Central Bank, Frankfurt

Cheung, Y., M. D. Chinn & A. G. Pascual (2005), "Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?", *Journal of Money and Finance* 24, p 1150-1175

Chicago Board Options Exchange (2003), "VIX Whitepaper", URL: <http://www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf>

Cochrane, J. H. (1998), "New Facts in Finance", i *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, vol. 3/98

Cochrane, J. H. (1998), "Portfolio Advice in a Multifactor World", i *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, vol. 3/98

Dagens Næringsliv, 04.10.2007, "Får kritikk for kronekursen", s. 20-21.

De Grauwe, P. (2005), "Economics of Monetary Union", Oxford University Press, Oxford

Flood, R. P. & A. K. Rose (2002), "Uncovered Interest Parity in Crisis", *IMF Staff Papers* Vol. 49 No. 2

Frankel, J. A. & A. K. Rose (1995), "Empirical research on nominal exchange rates", ch. 33 i *Handbook of International Economics*, vol. III

Holmsen, A., J. F. Qvigstad & Ø. Røisland, "Implementing and Communicating Optimal Monetary Policy", *Norges Bank Staff Memo (Monetary Policy)* No 3/2007)

Isachsen, A. J., "Jarle Berge: En profesjonell pengepolitiker går fra borde", *Penger og Kreditt* 1/2008, Norges Bank

Kindleberger, Charles P. & Robert Z. Aliber (2005), "Manias, Panics and Crashes – A History of Financial Crises", Wiley, New York, NY

Landberg, M. & Ø. Tellesbø (2005), “Bankers valutaprognoser – ren augurisme eller treffsikre spådommer?”, Økonomisk Forum, nr 2, 2005, s 28-33

Meese, R. A. & K. Rogoff (1983), “Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?”, Journal of International Economics 14, p 3-24

Naug, B. (2003), “Faktorer bak utviklingen i kronekursen – en empirisk analyse”, kap. 7 i Ø. Eitrheim og K. Guldbrandsen (red.) *Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen?* Norges Banks skriftserie nr 31

Norges Bank (2008), Pengepolitisk Rapport 1/2008, Norges Bank, Oslo

Norges Bank (2005), Inflasjonsrapport 2/2005: ”Utviklingen i kronekursen”, Norges Bank, Oslo

Norman, V. D. (2004), “Næringsstruktur og utenrikshandel i en liten åpen økonomi”, Gyldendal Akademisk, Oslo

Obstfeld, M. & K. Rogoff (2000), “The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is there a common Cause?”, NBER Macroeconomics Annual 15: p 339-390

Røisland, Ø & T. Sveen (2006), “Pengepolitikk under et inflasjonsmål: En dynamisk analyse”, Norsk Økonomisk Tidsskrift, 120, 90-103

Røisland, Ø & T. Sveen (2005), “Pengepolitikk under et inflasjonsmål”, Norsk Økonomisk Tidsskrift, 119, 16-38

Shapiro, A. C. (2006), “Multinational Financial Management”, Wiley, NJ

Sill, K. (2000), “Understanding asset values: Stock prices, exchange rates, and the “Peso problem””, Federal Bank of Philadelphia Business Review, September/October 2000, p 3-13

The Economist, April 26th 2008, ”Till debt do us part”, p 42

The Economist, January 12th 2008, Buttonwood: "Riding the Cycle", p 63

The Economist, February 1st 2007, "What keeps bankers awake at night?",

Torvik, R (2003), "The real exchange rate and phasing in of oil revenues", ch. 2 i Eitrheim & K. Guldbrandsen (eds) *Explaining movements in the Norwegian exchange rate*, Norges Bank Occasional Papers no 32